



TESIS SS14-2501

**PENAKSIRAN PARAMETER DAN PENGUJIAN
HIPOTESIS *MIXED GEOGRAPHICALLY WEIGHTED
BIVARIATE NEGATIVE BINOMIAL REGRESSION***

**(Studi Kasus: Jumlah Penderita Penyakit Kusta Tipe Pausi Basiler dan
Multi Basiler di Jawa Timur Tahun 2012)**

SULANTARI
NRP. 1315201019

DOSEN PEMBIMBING
Dr. Purhadi, M.Sc
Dr. Drs.I Nyoman Latra, MS.

PROGRAM MAGISTER
JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2017



TESIS SS14-2501

**PARAMETER ESTIMATION AND HYPOTHESES
TESTING *MIXED GEOGRAPHICALLY WEIGHTED
BIVARIATE NEGATIVE BINOMIAL REGRESSION***

(Case Study: Patients Number of Pausi Basiler Leprosy and Multi Basiler
Leprosy in East Java province in 2012)

SULANTARI
NRP. 1315201019

SUPERVISOR
Dr. Purhadi, M.Sc
Dr. Drs.I Nyoman Latra, MS.

PROGRAM OF MAGISTER
DEPARTMENT OF STATISTICS
FACULTY OF MATEMATICS AND NATURAL SCIENCE
INSTITUT OF TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2017

**PENAKSIRAN PARAMETER DAN PENGUJIAN HIPOTESIS
MIXED GEOGRAPHICALLY WEIGHTED BIVARIATE NEGATIVE
BINOMIAL REGRESSION (MGWBNBR)**


**(Studi Kasus: Jumlah Penderita Penyakit Kusta PB dan Kusta MB
di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012)**

Tesis disusun untuk memenuhi salah satu syarat memperoleh gelar Magister Sains (M.Si)
di
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Oleh:

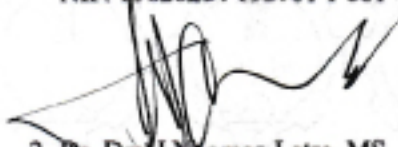
**SULANTARI
NRP. 1315 201 019**

Tanggal Ujian : 17 Januari 2017
Periode Wisuda : Maret 2017


Disetujui oleh:


1. Dr. Purnadi, M.Sc
NIP. 19620204 198701 1 001

(Pembimbing I)


2. Dr. Drs. Nyoman Latra, MS
NIP. 19511130 197901 1 001

(Pembimbing II)


3. Dr. Sutikno, M.Si
NIP. 19710313 199702 1 001

(Penguji)


4. Dr. Dra. Kartika Fitriyanti, M.Si
NIP. 19691212 199303 2 002

(Penguji)

an. Direktur Program Pascasarjana
Asisten Direktur

Direktur Program Pasca Sarjana,



Prof. Dr. Ir. Tri Widjaja, M.Eng.
NIP. 19611021 198603 1 001

Prof. Ir. Djauhar Manfaat, M.Sc., Ph.D.
NIP. 19601202 198701 1 001

**PENAKSIRAN PARAMETER DAN PENGUJIAN HIPOTESIS
*MIXED GEOGRAPHICALLY WEIGHTED BIVARIATE
NEGATIVE BINOMIAL REGRESSION***

**(Studi Kasus: Jumlah Penderita Penyakit Kusta Pausi Basiler dan Kusta
Multi Basiler di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012)**

Nama Mahasiswa : Sulantari
NRP : 1315201019
Dosen Pembimbing : 1. Dr.Purhadi, M.Sc
2. Dr. Drs.I Nyoman Latra, MS.

ABSTRAK

Regresi Poisson merupakan metode yang sering digunakan untuk menganalisis data *count*. Model Regresi Poisson memiliki asumsi yang spesifik, yaitu variansi dari variabel respon sama dengan *mean* (ekuidispersi). Pada kenyataannya sering ditemui data diskrit dengan variansi lebih besar dibandingkan dengan *mean* (overdispersi). Model regresi data *count* bivariat digunakan ketika kejadian *count* yang secara bersama-sama saling bergantung. Salah satu metode yang digunakan dalam mengatasi overdispersi dalam regresi Poisson adalah regresi Binomial Negatif Bivariat (BNBR). Analisis Regresi Binomial Negatif Bivariat akan menghasilkan satu model yang disebut dengan model global. Selanjutnya pengembangan dari model BNBR yang memperhatikan faktor heterogenitas spasial disebut dengan *Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (GWBNBR). Pada kenyataannya, dalam regresi beberapa variabel prediktor berpengaruh secara global, sedangkan yang lainnya mempertahankan pengaruh lokal atau spasialnya. Oleh karena itu, selanjutnya model GWBNBR dikembangkan menjadi model *Mixed Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (MGWBNBR). Kusta merupakan salah satu penyakit menular yang bisa menyebabkan kelumpuhan pada penderita. Penyakit ini terbagi menjadi dua tipe yaitu tipe Pausi Basiler (PB) dan tipe Multi Basiler (MB). Analisis yang digunakan untuk memodelkan jumlah kasus kusta PB dan MB serta faktor-faktor yang mempengaruhinya di tiap kabupaten/kota di Jawa Timur adalah MGWBNBR. Penaksiran parameter model MGWBNBR menggunakan MLE dengan iterasi Newton-Raphson serta pengujian hipotesis menggunakan MLRT. Dari hasil analisis ini diketahui bahwa terdapat 6 kelompok pembagian wilayah terhadap kusta PB dan 4 kelompok pembagian wilayah terhadap kusta MB berdasarkan kesamaan variabel prediktor yang signifikan. Variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap seluruh kelompok baik kusta PB dan MB adalah persentase kegiatan penyuluhan kesehatan dan persentase penduduk yang melakukan keterbukaan informasi yang berarti bahwa variabel ini bersifat global untuk seluruh kab/kota di Jawa Timur. Sedangkan persentase rumah tangga ber PHBS, rasio tenaga medis, rasio penduduk yang tidak tamat SMA dan rasio sarana kesehatan berpengaruh signifikan di sebagian kab/kota di provinsi Jawa Timur dimana variabel ini hanya bersifat lokal.

Kata Kunci : ekuidispersi, overdispersi, *Mixed Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (MGWBNBR), MLE, MLRT

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

PARAMETER ESTIMATION AND HYPOTHESES TESTING
MIXED GEOGRAPHICALLY WEIGHTED BIVARIATE
NEGATIVE BINOMIAL REGRESSION

**(Case Study: Patients Number of Pausi Basiler Leprosy and Multi Basiler
Leprosy in East Java province in 2012)**

Name	: Sulantari
NRP	: 1315201019
Supervisor	: Dr.Purhadi, M.Sc
Co Supervisor	: Dr. Drs.I Nyoman Latra, MS.

ABSTRACT

Poisson regression is a method often used to analyze the data count. Poisson regression models have specific assumptions, the variance of the response variable is equal to the mean (equidispersion). In fact often encountered discrete data with variance greater than the mean (overdispersion). Bivariate count data regression model is used when the event count together interdependent. One method used to overcome overdispersion the Poisson regression is Bivariate Negative Binomial Regression (BNBR). Bivariate Negative Binomial Regression Analysis will produce one model called global models. Furthermore, the development of a BNBR model that takes into account factors spatial heterogeneity is called the Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression (GWBNBR). In fact, in regression some predictor variables influence globally, while others maintain the local influence or spatial. Therefore, the next GWBNBR model was developed into a Mixed Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression (MGWBNBR) model. MGWBNBR model is a combination of the (BNBR) global model with GWBNBR models, so the MGWBNBR model will be produced parameter estimator is partly global and partly localized in accordance with the observed data. Parameter estimation of MGWBNBR models using MLE with Newton-Raphson iteration. From the analysis it is known that there are zoning of the 6 groups PB leprosy and zoning of the 4 groups MB leprosy based on similarities significant predictor variables. Predictor variables that significantly influence the entire group of both PB and MB leprosy is the percentage of health education activities and the percentage of people who disclose information which means that these variables are global for all districts / cities in East Java. While the percentage of PHBS household, the ratio of medical personnel, the ratio of people who did not finish high school and the ratio of health facilities have a significant effect in most districts / municipalities in the province of East Java, where this variable is local only.

Kata Kunci : equidispersion, overdispersion, *Mixed Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (MGWBNBR), MLE

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

KATA PENGANTAR



Alhamdulillah, segala puji hanya untuk Allah Tuhan seru sekalian alam atas segala berkat, rahmat, taufik, serta hidayah-Nya yang tiada terkira besarnya, sehingga penulis dapat menyelesaikan tesis dengan judul ” PENAKSIRAN PARAMETER DAN PENGUJIAN HIPOTESIS *MIXED GEOGRAPHICALLY WEIGHTED BIVARIATE NEGATIVE BINOMIAL REGRESSION* (Studi Kasus: Jumlah Penderita Penyakit Kusta Pausi Basiler dan Kusta Multi Basiler di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012)”.

Dalam penyusunannya, penulis memperoleh banyak bantuan dari berbagai pihak, karena itu penulis mengucapkan terima kasih yang sebesar-besarnya kepada

1. Allah SWT, Tuhan semesta alam, yang telah banyak memberikan rahmat dan hidayah-Nya kepada penulis.
2. Kedua orang tua, Ayahanda Rohaji dan Ibunda Suwarti, kakak Susianto, kakak ipar Eka, keponakan M. Aryo Setiawan, dan Rizal Nur Yahya serta segenap keluarga besar penulis yang telah memberikan doa, dukungan, kasih sayang, serta kepercayaan yang begitu besar kepada penulis.
3. Bapak Dr. Puhadi, M.Sc selaku dosen pembimbing dan Bapak Dr. Drs. I Nyoman Latra, MS selaku dosen Co.pembimbing yang telah banyak meluangkan waktu untuk memberikan arahan dalam menyelesaikan tesis ini.
4. Dr. Sutikno, M.Si dan Dr. Dra. Kartika Fitriyanti, M.Si selaku dosen penguji yang telah memberikan saran serta perbaikan dalam tesis ini.
5. Dr. Bambang Widjanarko O., M.Si. selaku dosen wali selama menjadi mahasiswa FMIPA ITS, yang telah banyak memberikan arahan dan saran demi kesuksesan penulis.
6. Bapak Dr. Suhartono, M.Sc selaku Ketua Jurusan Statistika FMIPA ITS.
7. Bapak Dr. rer. Pol Heri Kuswanto, S.Si, M.Si selaku Ketua Program Studi Pascasarjana Jurusan Statistika ITS.
8. Bapak dan Ibu dosen pengajar Jurusan Statistika FMIPA ITS yang telah mengajarkan ilmu yang bermanfaat kepada penulis.
9. Bapak dan Ibu staf dan karyawan Jurusan Statistika FMIPA ITS yang telah membantu penulis selama masa perkuliahan.
10. Teman-teman seperantauan dan seperjuangan di Pascasarjana Statistika di kampus perjuangan khususnya angkatan 2015.
11. Adik-adik kos di Jl. Mulyorejo Utara No 37, kalian adalah keluarga kedua, terimakasih atas segala bantuan, do'a, dan dukungannya.
12. Serta pihak-pihak lain yang tidak dapat disebutkan satu persatu, terima kasih atas segala bantuan dalam penyelesaian skripsi ini.

Penulis menyadari bahwa tesis ini masih banyak terdapat kekurangan-kekurangan, Oleh karena itu, penulis kritik dan saran yang membangun terus penulis harapkan agar tesis ini dapat lebih baik lagi.

Surabaya, Januari 2017

Sulantari

DAFTAR ISI

HALAMAN JUDUL	i
LEMBAR PENGESAHAN.....	iii
ABSTRAK.....	v
ABSTRACT	vii
KATA PENGANTAR.....	ix
DAFTAR ISI.....	xi
DAFTAR TABEL	xiii
DAFTAR GAMBAR	xv
DAFTAR LAMPIRAN	xvii
 BAB 1 PENDAHULUAN.....	 1
1.1 Latar Belakang	1
1.2 Rumusan Masalah	5
1.3 Tujuan Masalah.....	5
1.4 Manfaat Penelitian	6
1.5 Batasan Masalah	6
 BAB 2 TINJAUAN PUSTAKA	 7
2.1 Distribusi Binomial Negatif	7
2.1.1 Distribusi Binomial Negatif Univariat	8
2.1.2 Distribusi Binomial Negatif Bivariat	9
2.2 Regresi Binomial Negatif Univariat	10
2.2.1 Penaksiran Parameter UNBR	12
2.2.2 Pengujian Parameter UNBR.....	14
2.3 Regresi Binomial Negatif Bivariat.....	15
2.3.1 Penaksiran Parameter BNBR.....	15
2.3.2 Pengujian Parameter BNBR	16
2.4 GWBNBR.....	17
2.4.1 Penaksiran Parameter GWBNBR	18
2.4.2 Pengujian Parameter	20

2.5 MGWBNBR.....	22
2.6 Pemilihan Model Terbaik	23
2.7 Koefisien Korelasi	23
2.8 Multikolinieritas	24
2.9 Spatial Heterogenity	25
2.10 Matrik Pembobot Spasial	26
2.11 Penyakit Kusta dan Penularannya	28
BAB 3 METODOLOGI PENELITIAN	33
3.1 Sumber Data.....	33
3.2 Variabel Penelitian	33
3.3 Tahap Penelitian.....	38
BAB 4 ANALISIS DAN PEMBAHASAN	45
4.1 Penaksiran Parameter Model MGWBNBR	45
4.2 Pengujian Hipotesis MGWBNBR.....	58
4.2.1 Pengujian Kesamaan Model MGWBNBR.....	59
4.2.2 Pengujian Serentak Parameter Model MGWBNBR.....	61
4.2.3 Pengujian Parsial Parameter Model MGWBNBR.....	62
4.3 Pemodelan Jumlah Kasus Kusta PB dan MB	63
4.3.1 Deskripsi Jumlah Kasus Kusta PB dan MB	63
4.3.2 Pengujian Korelasi Variabel Respon	66
4.3.3 Pemeriksaan Multikolinearitas Variabel Prediktor.....	66
4.3.4 Pemodelan Metode BNBR	67
4.3.5 Pemodelan Metode GWBNBR.....	70
4.3.6 Pemodelan Metode MGWBNBR	78
BAB 5 KESIMPULAN.....	89
5.1 Kesimpulan	89
5.2 Saran	90
DAFTAR PUSTAKA	91

DAFTAR TABEL

Tabel 3.1 Variabel Penelitian	36
Tabel 3.2 Struktur Data Penelitian.....	38
Tabel 4.1 Statistik Deskriptif Variabel	64
Tabel 4.2 Nilai Koefisien Korelasi Variabel Prediktor.....	67
Tabel 4.3 Nilai VIF Variabel Prediktor	67
Tabel 4.4 Hasil Taksiran Parameter Model BNBR Pada Kusta PB	68
Tabel 4.5 Hasil Taksiran Parameter Model BNBR Pada Kusta MB	69
Tabel 4.6 Output Uji Glejser	70
Tabel 4.7 Variabel yg Signifikan Tiap Kabupaten/Kota (GWBNBR)	72
Tabel 4.8 Pengelompokan GWBNBR Kasus Kusta PB	75
Tabel 4.9 Pengelompokan GWBNBR Kasus Kusta MB	75
Tabel 4.10 Pengujian Parameter MGWBNBR di Kabupaten Pacitan.....	76
Tabel 4.11 Nilai AIC Model.....	78
Tabel 4.12 Variabel yg Signifikan Tiap Kab/Kota (MGWBNBR)	80
Tabel 4.13 Pengelompokan MGWBNBR Kasus Kusta PB	82
Tabel 4.13 Pengelompokan MGWBNBR Kasus Kusta MB.....	82
Tabel 4.15 Pengujian Parameter Global di Kab.Banyuwangi.....	83
Tabel 4.16 Pengujian Parameter Lokal di Kab.Banyuwangi	83
Tabel 4.17 Nilai AIC Model.....	87
Tabel 4.18 SSE Model	87

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR GAMBAR

Gambar 2.1 Model Konseptual Hubungan Kusta PB dan MB.....	32
Gambar 3.1 Peta Jawa Timur Menurut Kabupaten/Kota.....	33
Gambar 3.2 Diagram Alir Penelitian	43
Gambar 4.1 Pengelompokan GWBNBR Kusta PB	77
Gambar 4.2 Pengelompokan GWBNBR Kusta MB	77
Gambar 4.3 Pengelompokan MGWBNBR Kusta PB.....	86
Gambar 4.4 Pengelompokan MGWBNBR Kusta MB	86

(Halaman ini sengaja di kosongkan)

DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran 1 Data Penderita Kasus Kusta MB dan MB Tahun 2012.....	95
Lampiran 2 Statistik Deskriptif, Korelasi Variabel Respon, Identifikasi Multikolinieritas dan Uji VIF	98
Lampiran 3 Lintang dan Bujur masing-masing Kabupaten/Kota.....	101
Lampiran 4 Pengujian Heterogenitas.....	102
Lampiran 5 Bandwidth di Tiap Kabupaten/Kota	103
Lampiran 6 Jarak Euclidean Antar Wilayah	104
Lampiran 7 Matriks Pembobot Geografis.....	105
Lampiran 8 Syntax R Untuk Penaksiran dan Pengujian Hipotesis	106
Lampiran 9 Koefisien Parameter	114
Lampiran 10 Nilai Z Hitung Pengujian Hipotesis Parsial.....	118
Lampiran 11 <i>Output</i> Model MGWBNBR Tanpa Prediktor.....	122
Lampiran 12 Hasil Prediksi Model MGWBNBR.....	123
Lampiran 13 Hasil Prediksi Model GWBNBR	124

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB 1

PENDAHULUAN

1.1 Belakang

Regresi Poisson merupakan metode yang sering digunakan untuk menganalisis data *count* (Agresti, 2007; Cameron dan Trivedi, 1998). Data *count* adalah data yang bernilai non-negatif dan menyatakan banyaknya kejadian dalam interval waktu, ruang, atau volume tertentu. Analisis regresi Poisson adalah regresi yang digunakan untuk menganalisis hubungan antara variabel respon Y yang berupa diskrit dengan variabel X berupa diskrit, kontinu, kategorik atau campuran. Suatu peristiwa akan mengikuti Distribusi Poisson jika peristiwa itu jarang sekali terjadi dalam suatu ruang sampel yang besar (Cameron dan Trivedi, 1998). Regresi ini telah banyak dimanfaatkan di berbagai bidang, seperti industri, obat-obatan, agrikultura, teori antrian, sosiologi, demografi, dan lain sebagainya (Haight, 1967). Model Regresi Poisson memiliki asumsi yang spesifik, yaitu variansi dari variabel respon sama dengan *mean*, keadaan seperti ini dikenal dengan istilah ekuidispersi (Hilbe, 2011).

Pada kenyataannya, ekuidispersi pada data sangat jarang terjadi, karena pada umumnya sering ditemui data diskrit dengan varians lebih besar dibandingkan dengan mean atau disebut dengan istilah overdispersi (Hilbe, 2011). Sedangkan jika nilai varians lebih kecil dari nilai mean disebut underdispersi (McCullagh dan Nelder, 1989). Pelanggaran dari asumsi ini menyebabkan parameter yang dihasilkan dari regresi poisson menjadi kurang akurat. Salah satu metode yang digunakan dalam mengatasi overdispersi dalam regresi poisson adalah regresi Binomial Negatif (Hilbe, 2011). Regresi Binomial Negatif memiliki karakteristik yang sama dengan regresi Poisson akan tetapi regresi Binomial Negatif lebih fleksibel dibanding regresi Poisson karena mean dan varians tidak harus sama serta memiliki parameter dispersi yang membuat varians dapat bervariasi menjadi lebih besar dari rata-rata. Penelitian mengenai regresi binomial negatif telah banyak dilakukan, diantaranya oleh Cheon, Song, dan Jung

(2009) yang menjelaskan tentang estimasi parameter model regresi binomial negatif bivariat.

Analisis Regresi Binomial Negatif akan menghasilkan satu model yang disebut dengan model global. Model ini berlaku untuk semua data dimana data itu diambil, namun kenyataannya kondisi geografis, sosial budaya dan ekonomi tentunya akan berbeda antar wilayah. Hal ini menggambarkan adanya efek spasial antar wilayah. Pengembangan model regresi yang memperhatikan faktor heterogenitas spasial yaitu regresi dengan pembobotan geografi atau biasa disebut *Geographically Weighted Regression* (GWR). Metode GWR merupakan pengembangan dari model regresi linier yang mana dalam model regresi linier hanya dihasilkan estimasi parameter yang berlaku secara global, sedangkan dalam model GWR dihasilkan penaksir parameter model yang bersifat lokal untuk setiap lokasi pengamatan. Metode GWR menggunakan faktor geografis sebagai variabel prediktor yang dapat mempengaruhi variabel respon (Fotheringham, Brunson dan Charlton, 2002). Dengan memberikan pembobotan berdasarkan posisi atau jarak satu wilayah pengamatan dengan wilayah pengamatan lainnya maka model GWR akan menghasilkan model lokal yang berbeda beda di tiap wilayah.

Regresi lokal untuk respon berupa *count* data juga telah tersedia. Untuk data berbasis distribusi Poisson, Nakaya, Fotheringham, Brunson, dan Charlton (2005) telah mengembangkan model *Geographically Weighted Poisson Regression* (GWPR). Model ini cukup baik digunakan apabila asumsi ekuidispersi terpenuhi. Namun bila terjadi overdispersi, telah terdapat model *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (GWNBR) yang diperkenalkan oleh Ricardo dan Carvalho (2014). Ulum (2016) menggunakan model *Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (GWBNBR) pada data jumlah penderita penyakit kusta tipe PB dan MB di Jawa Timur tahun 2012. Dengan nilai *Akaike Information Criterion* (AIC) yang lebih kecil, menunjukkan bahwa pemodelan regresi GWBNBR lebih baik dari model *Geographically Weighted Bivariate Poisson Regression* (GWBPNBR).

Pada kenyataannya seringkali tidak semua variabel prediktor dalam model GWNBR berpengaruh secara lokal. Terkadang, beberapa variabel prediktor berpengaruh secara global, sedangkan yang lainnya dapat mempertahankan

pengaruh lokal atau spasialnya. Oleh karena itu, selanjutnya model GWNBR dikembangkan menjadi model *Mixed Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (MGWNBR). Model MGWNBR adalah gabungan dari model regresi Binomial Negatif global (NBR) dengan model GWNBR, sehingga pada model MGWNBR akan dihasilkan penaksir parameter yang sebagian bersifat global dan sebagian lainnya bersifat lokal sesuai dengan pengamatan data.

Model MGWNBR merupakan model spasial univariat, dimana dalam pengamatannya hanya memiliki satu variabel respon yang tergantung pada lokasi pengamatan. Pada kenyataannya, banyak kasus mempunyai variabel respon lebih dari satu tergantung pada lokasi pengamatan. Oleh karena itu, selanjutnya model MGWNBR dikembangkan menjadi *Mixed Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (MGWBNBR), dimana dalam pengamatannya memiliki dua variabel respon. MGWBNBR adalah gabungan dari model regresi Binomial Negatif Bivariat global (BNBR) dengan model GWNBR.

Analisis data spasial bivariat dipelajari oleh Ulum (2016) yang membahas tentang penaksiran parameter dan statistik uji dari model spasial bivariat dengan pendekatan *Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (GWBKNBR) untuk mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kasus kusta PB dan MB di Propinsi Jawa Timur tahun 2012. Hasil penelitian tersebut menunjukkan adanya variabel prediktor yang berpengaruh pada seluruh lokasi penelitian baik terhadap jumlah kasus kusta PB maupun MB, sedangkan variabel prediktor lainnya hanya berpengaruh pada beberapa lokasi saja. Oleh karena itu pada penelitian ini pemodelan MGWBNBR akan diaplikasikan pada data jumlah penderita penyakit kusta tipe PB dan MB di Jawa Timur tahun 2012.

Penyakit kusta merupakan suatu penyakit menular yang disebabkan oleh infeksi bakteri *Mycobacterium leprae* atau biasa disebut kuman kusta. Kuman kusta dapat hidup diluar tubuh manusia antara 1– 9 hari tergantung pada suhu atau cuaca, dan diketahui hanya kusta yang utuh (solid) saja yang dapat menimbulkan penularan (Hiswani, 2001). Ketidakmampuan kuman ini bertahan pada cuaca yang panas mengakibatkan kuman ini akan cepat mati, sehingga tidak dapat masuk kedalam tubuh seseorang. Dalam hal ini, kondisi geografis suatu wilayah

dapat mempengaruhi kelangsungan hidup kuman kusta yang dapat menyebabkan penularan penyakit terhadap seseorang.

Menurut World Health Organizations (WHO) penyakit kusta terbagi menjadi dua tipe yaitu kusta tipe PB (Pausi Basiler) atau biasa disebut kusta kering dan kusta tipe MB (Mausi Basiler) atau biasa disebut kusta basah. Provinsi Jawa Timur merupakan penyumbang penderita kusta terbanyak di antara provinsi lainnya. Rata-rata penemuan penderita kusta di Provinsi Jawa Timur per tahun antara 4.000-5.000 orang. Pada tahun 2012 penemuan penderita baru di Provinsi Jawa Timur sebanyak 4.842 orang. Jumlah ini merupakan jumlah tertinggi diantara provinsi lainnya (Dinkes Jatim, 2013).

Beberapa penelitian tentang penyakit kusta telah dilakukan di berbagai daerah. Hasil penelitian Simunati (2013) tentang faktor yang mempengaruhi kejadian penyakit kusta menunjukkan adanya pengaruh riwayat kontak, status gizi dan perilaku hidup bersih terhadap kejadian penyakit kusta di kota Makassar. Norlatifah, Sutomo, & Solikhah (2010) juga meneliti faktor yang mempengaruhi penyakit kusta di kabupaten Tapin Provinsi Kalimantan Timur. Penelitian ini menghasilkan kondisi fisik rumah, riwayat kontak dan tingkat pendidikan mempengaruhi jumlah kejadian penyakit kusta. Ruslan (2013) juga melakukan penelitian tentang penyakit ini di kabupaten Bima. Penelitian ini menghasilkan 4 bahwa pengetahuan, sikap dan persepsi berpengaruh terhadap perilaku pencarian pengobatan penderita kusta pada fasilitas kesehatan. Pengetahuan merupakan faktor yang paling dominan yang berpengaruh terhadap perilaku pencarian pengobatan penderita kusta pada fasilitas kesehatan di Kabupaten Bima.

Jumlah penderita penyakit kusta PB dan MB di Provinsi Jawa Timur mempunyai keterkaitan satu sama lain, sehingga diduga mempunyai korelasi yang tinggi diantara penyakit ini. Untuk itu pada kasus ini akan dilakukan pemodelan regresi secara bivariat antara penyakit kusta PB dan MB dengan menggunakan *Mixed Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (MGWBNBR) serta mengkaji tentang penaksiran parameter dan statistik uji model MGWBNBR. Hasil kajian tersebut diharapkan dapat menentukan faktor-faktor yang berpengaruh signifikan terhadap penularan penyakit kusta PB dan MB di Provinsi Jawa Timur.

1.2 Rumusan Masalah

Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression (GWBNBR) adalah pengembangan dari *Bivariate Negative Binomial Regression* (BNBR) pada data yang mengalami overdispersi. Pemodelan ini menghasilkan taksiran parameter model yang bersifat lokal untuk setiap lokasi pengamatan. Pada kenyataannya seringkali tidak semua variabel prediktor berpengaruh secara lokal, terkadang beberapa variabel prediktor berpengaruh secara global. *Mixed Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (MGWBNBR) adalah pengembangan dari model GWBNBR, dimana dalam model ini akan dihasilkan penaksir parameter yang sebagian bersifat global dan sebagian lainnya bersifat lokal sesuai dengan pengamatan data. Kusta merupakan salah satu penyakit menular yang bisa menyebabkan kelumpuhan pada penderita. Penyakit ini terbagi menjadi dua tipe yaitu tipe Pausi Basiler (PB) dan tipe Multi Basiler (MB). Berdasarkan uraian diatas, maka rumusan masalah dalam penelitian ini adalah

1. Bagaimana bentuk penaksir parameter MGWBNBR?
2. Bagaimana bentuk statistik uji MGWBNBR?
3. Faktor-faktor apa saja yang berpengaruh terhadap jumlah kasus kusta PB dan MB di Propinsi Jawa Timur tahun 2012 dengan menggunakan model MGWBNBR?

1.3 Tujuan Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah di atas, maka tujuan yang ingin di capai dalam penelitian ini adalah

1. Mendapatkan penaksir parameter model MGWBNBR.
2. Mendapatkan statistik uji model MGWBNBR.
3. Menentukan faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kasus kusta PB dan MB di Propinsi Jawa Timur tahun 2012 berdasarkan model MGWBNBR.

1.4 Manfaat Penelitian

Manfaat yang diharapkan dari penelitian ini adalah sebagai pengembangan metode statistik khususnya penaksiran parameter dan statistik uji model MGWBNBR yang akan di aplikasikan pada bidang kesehatan yaitu tentang jumlah penderita penyakit kusta tipe PB dan MB di Jawa Timur tahun 2012. Bagi masyarakat, mengetahui faktor-faktor yang berhubungan dengan penyakit kusta yang berpotensi dalam meningkatkan penyebaran penyakit kusta sehingga dapat menjadi bentuk peringatan dini agar lebih waspada dan berhati-hati supaya tidak tertular penyakit tersebut.

1.5 Batasan Masalah

Adapun batasan batasan permasalahan pada penelitian ini adalah

1. Penelitian ini menggunakan data jumlah penderita penyakit kusta PB dan kusta MB yang tercatat di 38 kabupaten/kota di Propinsi Jawa Timur pada tahun 2012.
2. Penaksiran parameter menggunakan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dan penentuan statistik uji menggunakan *Maximum Likelihood Rasio Test* (MLRT).

BAB 2

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Distribusi Binomial Negatif

Distribusi binomial negatif klasik dikenal sebagai hasil dari barisan percobaan Bernoulli yang menyatakan banyaknya percobaan yang diperlukan untuk mencapai r buah sukses. Misalkan variabel random V menyatakan banyaknya percobaan sampai mencapai r sukses, dan p adalah peluang sukses pada setiap percobaan, maka V berdistribusi binomial negative dengan bentuk fungsi peluang

$$f(v, p, r) = \begin{cases} \binom{v-1}{r-1} p^r (1-p)^{v-r}; & v = r, r+1, r+2, \dots \\ 0; & v \text{ lainnya,} \end{cases} \quad (2.1)$$

$$\text{dengan } E(V) = \frac{1-p}{p} \text{ dan } Var(V) = \frac{1-p}{p^2}$$

Bila Y dinyatakan sebagai banyaknya kegagalan sebelum r sukses, dan V adalah banyaknya percobaan sampai mencapai r buah sukses, maka V dapat dinyatakan sebagai penjumlahan antara kegagalan y dan kesuksesan r , sehingga $V = Y + r$, dimana Y menyatakan jumlah kegagalan sebelum r sukses, maka Y berdistribusi binomial negative dengan fungsi peluang

$$f(y, p, r) = \begin{cases} \binom{y+r-1}{r-1} p^r (1-p)^y; & y = 0, 1, 2, \dots \\ 0; & y \text{ lainnya,} \end{cases} \quad (2.2)$$

$$\text{dengan rata-rata } E(Y) = \frac{r(1-p)}{p} \text{ dan varians } Var(Y) = \frac{r(1-p)}{p^2}$$

Distribusi binomial negatif juga bisa dihasilkan dari *mixture distribution* Poisson-Gamma sebagai alternative pada kasus overdispersi pada distribusi Poisson, yang diperkenalkan pertama kali oleh Eggenberger dan Polya pada 1923 (Cameron dan Trivedi, 1998).

2.1.1 Distribusi Binomial Negatif Univariat

Distribusi Binomial Negatif merupakan distribusi yang memiliki banyak sekali cara dalam hal pendekatannya. Beberapa cara pendekatan distribusi Binomial Negatif, diantaranya dapat didekati sebagai barisan percobaan Bernoulli dan distribusi campuran Poisson-Gamma (Hilbe, 2011).

Pendekatan klasik dari distribusi Binomial Negatif yang sering digunakan adalah distribusi Binomial Negatif sebagai barisan percobaan Bernoulli, yaitu jumlah percobaan Bernoulli yang dibutuhkan sampai terjadi r buah sukses, dimana setiap pengulangan saling bebas, dan probabilitas sukses pada setiap percobaan konstan yaitu p sedangkan probabilitas gagal yaitu $1 - p$. Misalkan variabel acak X menyatakan jumlah percobaan yang dibutuhkan sampai terjadi r buah sukses, maka X berdistribusi Binomial Negatif dengan fungsi probabilitas sebagai berikut :

$$\Pr(X = x; r, p) = \begin{cases} \binom{x-1}{r-1} p^r (1-p)^{x-r}; & x = r, r+1, r+2, \dots \\ 0; & x \text{ yang lain} \end{cases} \quad (2.3)$$

Fungsi probabilitas dari variabel acak X dapat dinotasikan ke dalam bentuk lain. Misalkan terdapat sejumlah y kegagalan sebelum sukses ke- r , maka x merupakan jumlah dari y kegagalan dengan r buah sukses atau $x = y + r$. Jadi, akan dibentuk sebuah variabel acak baru, yaitu Y , yang menyatakan jumlah kegagalan sebelum terjadi r buah sukses dengan metode transformasi variabel dimana fungsi transformasinya adalah $Y = X - r$. Maka variabel acak Y memiliki fungsi probabilitas (Johnson, Kotz dan Kemp, 1992) sebagai berikut :

$$\Pr(Y = y; r, p) = \begin{cases} \binom{y+r-1}{y} p^r (1-p)^y; & y = 0, 1, 2, \dots \\ 0; & y \text{ yang lain} \end{cases} \quad (2.4)$$

fungsi pembangkit momen distribusi binomial negatif adalah

$$M_Y(t) = p^r (1 - qe^t)^{-r} \quad (2.5)$$

distribusi binomial negatif mempunyai nilai *mean* dan varian sebagai berikut :

$$E(Y) = \frac{r(1-p)}{p} \quad (2.6)$$

$$Var(Y) = \frac{r(1-p)}{p^2} \quad (2.7)$$

Distribusi Binomial Negatif yang dibentuk dari Poisson-Gamma (Lawless, 1987; Cameron dan Trivedi, 1998; Hardin dan Hilbe, 2007; Hilbe, 2011) memiliki fungsi probabilitas sebagai berikut :

$$\Pr(Y = y) = \frac{\Gamma\left(y + \frac{1}{\theta}\right)}{y! \Gamma\left(\frac{1}{\theta}\right)} \left(\frac{\mu}{\mu + \frac{1}{\theta}}\right)^y \left(\frac{\frac{1}{\theta}}{\mu + \frac{1}{\theta}}\right)^{\frac{1}{\theta}} \quad (2.8)$$

Persamaan (2.7) diatas memiliki bentuk yang similar dengan bentuk fungsi probabilitas dari distribusi binomial negatif pada persamaan (2.3) dimana $r = 1/\theta$ dan $p = 1/(\theta\mu + 1)$.

Nilai *mean* serta varian dari distribusi binomial negatif adalah :

$$E(Y) = \mu \quad (2.9)$$

$$Var(Y) = \mu + \theta\mu^2 \quad (2.10)$$

2.1.2 Distribusi Binomial Negatif Bivariat

Jika Y_{1i} dan Y_{2i} ($i = 1, 2, \dots, n$) adalah variabel random yang berdistribusi Poisson dengan *mean* μ_{1i} dan μ_{2i} , dimana ($i = 1, 2, \dots, n$) adalah variabel random yang mengikuti distribusi Gamma (τ^{-1}, τ^{-1}) . Distribusi bersama dari Y_{1i} dan Y_{2i} (Cheon, Song dan Jung, 2009) adalah sebagai berikut :

$$f(y_{1i}, y_{2i}) = \frac{\Gamma(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})}{\Gamma(\tau^{-1}) \Gamma(y_{1i} + 1) \Gamma(y_{2i} + 1)} \mu_{1i}^{y_{1i}} \mu_{2i}^{y_{2i}} \tau^{-\tau^{-1}} (\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})^{-(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})} \quad (2.11)$$

dimana $\tau (\geq 0)$ adalah parameter dispersi (Kocherlakota dan Kocherlakota, 1992). Distribusi probabilitas pada persamaan (2.11) dapat dituliskan :

$$(Y_{1i}, Y_{2i}) \sim BNB(\mu_{1i}, \mu_{2i}, \tau)$$

dengan *mean*, varian dan koefisien korelasi dari (Y_{1i}, Y_{2i}) adalah

$$\begin{aligned} E(Y_{ji}) &= \mu_{ji}; (j = 1, 2) \\ \text{Var}(Y_{ji}) &= \mu_{ji}(1 + \tau\mu_{ji}); (j = 1, 2) \\ \text{Corr}(Y_{1i}, Y_{2i}) &= \sqrt{\frac{\mu_{1i}\mu_{2i}\tau^2}{(1 + \mu_{1i}\tau)(1 + \mu_{2i}\tau)}} \end{aligned} \quad (2.12)$$

2.2 Regresi Binomial Negatif Univariat

Regresi binomial negatif merupakan salah satu model regresi terapan dari *Generalized Linier Models* (GLMs). Sebagai terapan dari GLMs, maka distribusi binomial negatif memiliki ketiga komponen yaitu komponen random, komponen sistematik dan fungsi link (McCullagh dan Nelder, 1989; Dobson, 2002). Pada model regresi binomial negatif, variabel respon Y_i diasumsikan berdistribusi binomial negatif yang dihasilkan dari distribusi Poisson-Gamma.

Misalkan ingin diketahui hubungan antara suatu variabel respon Y dengan k buah variabel penjelas X_1, X_2, \dots, X_k . Variabel respon Y berupa *count* dan menyatakan banyaknya kejadian yang diamati pada suatu populasi tertentu. Variabel Y diberikan $X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_k = x_k$ diasumsikan berdistribusi Binomial Negatif. Diberikan sampel acak berukuran n yaitu $\{(y_i, (x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki})); i = 1, 2, \dots, n\}$, dimana y_i adalah pengamatan ke- i dari variabel respon Y , dan $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}$ berturut-turut adalah pengamatan ke- i dari variabel penjelas X_1, X_2, \dots, X_k . Model regresi pada umumnya menggunakan hubungan antara variabel respon Y dengan variabel-variabel penjelas X_1, X_2, \dots, X_k sebagai berikut :

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i, \text{ untuk } i = 1, 2, \dots, n \quad (2.13)$$

dimana $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ menyatakan parameter-parameter yang tidak diketahui dan ε_i menyatakan *error* untuk pengamatan ke- i dan asumsi bahwa nilai ekspektasi

dari ε_i adalah nol dan $E(\varepsilon_i) = 0$ bila persamaan (2.13) di atas dinyatakan dalam bentuk vektor menjadi :

$$y_i = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i \quad (2.14)$$

$$\text{dimana } \mathbf{x}_i^T = [1, x_{1i}, \dots, x_{ki}] \text{ dan } \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix}$$

misalkan diasumsikan nilai ekspektasi untuk Y_i adalah $E(Y_i | X_{1i} = x_{1i}, X_{2i} = x_{2i}, \dots, X_{ki} = x_{ki}) = \mu_i$ dan sebelumnya telah diasumsikan bahwa nilai ekspektasi untuk ε_i adalah nol, maka akan diperoleh

$$\begin{aligned} \mu_i &= E(Y_i | X_{1i} = x_{1i}, X_{2i} = x_{2i}, \dots, X_{ki} = x_{ki}) \\ &= \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} \end{aligned}$$

Atau bila dinyatakan dengan vektor menjadi

$$\mu_i = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} \quad (2.15)$$

Dalam model binomial negatif, Y_i adalah variabel yang berupa data *count* sehingga Y_i merupakan bilangan bulat non-negatif, maka nilai ekspektasi dari Y_i juga tidak mungkin negatif. Berdasarkan (2.15), hal tersebut menjadi sesuatu yang bertentangan karena ruang nilai untuk $\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}$ adalah bilangan riil pada interval $(-\infty, \infty)$. Hal ini membuat model regresi pada persamaan (2.14) tidak dapat digunakan untuk menganalisis data *count*. Untuk mengatasi keadaan yang bertentangan tersebut, maka digunakan sebuah fungsi penghubung yang menghubungkan antara *fitted value* (μ_i) dengan prediktor linier $\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}$. Sebagai anggota dari keluarga eksponensial, binomial negatif memiliki fungsi penghubung kanonik yaitu $\ln\left(\frac{\theta\mu}{1+\theta\mu}\right) = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}$, dengan invers $\mu = \frac{1}{\theta[\exp(-\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) - 1]}$ bentuk inversnya terlihat bahwa fungsi penghubung tersebut menghasilkan bentuk yang cukup rumit sehingga interpretasi dari parameter-parameter model regresi akan

menjadi lebih sulit. Hilbe (2011) menyatakan bahwa model binomial negatif pada umumnya menggunakan fungsi penghubung logaritma atau *log link* yaitu :

$$\ln \mu_i = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} \quad (2.16)$$

Model Binomial Negatif dapat menggunakan *log link* karena $\ln \mu_i$ dan $\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}$ akan terdefinisi di dalam interval $(0, \infty)$ dan interpretasi parameter regresi akan menjadi lebih mudah. Setelah diperoleh fungsi penghubung yang tepat, maka selanjutnya dapat dinyatakan model regresi binomial negatif untuk memodelkan data *count* yaitu

$$\ln [E(Y_i | X_i)] = \ln(\mu_i) = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} \text{ untuk } i = 1, 2, \dots, n \quad (2.17)$$

sehingga dapat diperoleh

$$\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) \quad (2.18)$$

2.2.1 Penaksiran Parameter Regresi Binomial Negatif Univariat

Parameter-parameter dalam model regresi Binomial Negatif yang tidak diketahui nilainya, yaitu $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ dan θ perlu ditaksir. Lawless (1987) melakukan penaksiran parameter-parameter model regresi Binomial Negatif dengan metode maksimum *likelihood*. Menurut Park dan Lord (2008) penaksiran parameter dari regresi Binomial Negatif digunakan metode maksimum likelihood dengan prosedur iterasi *Newton Rhapson*. Metode ini membutuhkan turunan pertama dan kedua dari fungsi *likelihood*.

Misal terdapat sampel acak berukuran n yaitu $(y_i, (x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}))$ untuk $i = 1, 2, \dots, n$ maka dengan mensubstitusikan $\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})$ ke dalam fungsi probabilitas bersyarat untuk variabel acak Y_i diberikan nilai $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}$ pada persamaan (2.8) akan diperoleh

$$f(y_i, \boldsymbol{\beta}, \theta) = \frac{\Gamma\left(y_i + \frac{1}{\theta}\right)}{\Gamma\left(\frac{1}{\theta}\right)\Gamma(y_i + 1)} \left(\frac{1}{1 + \theta \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}\right)^{1/\theta} \left(\frac{\theta \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \theta \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}\right)^{y_i} \quad (2.19)$$

fungsi *likelihood* diperoleh dari p.d.f bersama Y_i diberikan nilai $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}$ yang dinotasikan dengan $L(\boldsymbol{\beta}, \theta)$ yaitu :

$$L(\boldsymbol{\beta}, \theta) = \prod_{i=1}^n \frac{\Gamma\left(y_i + \frac{1}{\theta}\right)}{y_i! \Gamma\left(\frac{1}{\theta}\right)} \left(\frac{1}{1 + \theta \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \right)^{1/\theta} \left(\frac{\theta \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \theta \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \right)^{y_i} \quad (2.20)$$

dengan

$$\frac{\Gamma\left(y_i + \frac{1}{\theta}\right)}{\Gamma\left(\frac{1}{\theta}\right)} = \prod_{r=0}^{y_i-1} (1 + \theta r) \quad (2.21)$$

dengan mensubstitusikan persamaan (2.21) pada persamaan (2.20), maka fungsi *likelihood* $L(\boldsymbol{\beta}, \theta)$ menjadi :

$$L(\boldsymbol{\beta}, \theta) = \prod_{i=1}^n \frac{\left\{ \prod_{r=0}^{y_i-1} (1 + \theta r) \right\}}{y_i! \theta^{y_i}} \left(\frac{1}{1 + \theta \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \right)^{1/\theta} \left(\frac{\theta \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \theta \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \right)^{y_i}$$

fungsi *log-likelihood* dan $L(\boldsymbol{\beta}, \theta)$ dinotasikan sebagai $l(\boldsymbol{\beta}, \theta) = \ln \{L(\boldsymbol{\beta}, \theta)\}$, digunakan untuk membantu mempermudah perhitungan untuk mendapatkan taksiran maksimum *likelihood* untuk parameter $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ dan θ , karena memaksimumkan *log-likelihood* akan memberikan hasil yang sama dengan memaksimumkan fungsi *likelihood*-nya.

fungsi *log-likelihood* sebagai berikut :

$$l(\boldsymbol{\beta}, \theta) = \sum_{i=1}^n \left[\ln \left(\prod_{r=0}^{y_i-1} (1 + \theta r) \right) - \ln(y_i!) + y_i (\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) - (\theta^{-1} + y_i) \ln(1 + \theta \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})) \right] \quad (2.22)$$

Proses mendapatkan penaksir parameter dari model ini maka persamaa (2.22) diturunkan terhadap masing-masing parameternya kemudian di samakan dengan nol. Namun hasilnya tidak dapat diselesaikan secara analitik, sehingga perlu digunakan prosedur iteratif, yaitu menggunakan iterasi numerik Newton Rhapsod dengan persamaan (2.23)

$$\hat{\beta}_{(m+1)} = \hat{\beta}_{(m)} - \mathbf{H}^{-1}(\hat{\beta}_{(m)}) \mathbf{g}(\hat{\beta}_{(m)}) \quad (2.23)$$

Nilai $\hat{\beta}_{(m)}$ merupakan nilai taksiran parameter pada saat iterasi ke m , $\mathbf{g}(\hat{\beta}_{(m)})$ merupakan vektor gradien dengan parameter $\hat{\beta}_{(m)}$, dan $\mathbf{H}(\hat{\beta}_{(m)})$ adalah matriks Hessian dengan parameter $\hat{\beta}_{(m)}$. Taksiran awal parameter $\hat{\beta}_{(0)}$ menggunakan metode *Ordinary Least Square* (OLS). Iterasi akan berhenti apabila nilai dari $\|\hat{\beta}_{(m+1)} - \hat{\beta}_{(m)}\| < \varepsilon$, $\varepsilon > 0$ dan sangat kecil.

2.2.2 Pengujian Parameter Regresi Binomial Negatif Univariat

Uji kesesuaian model regresi binomial negatif dengan uji deviansi sebagai berikut :

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_l \neq 0, l = 1, 2, \dots, k$$

Statistik Uji

$$\Lambda = \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})}$$

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) = 2 \left(\ln L(\hat{\Omega}) - \ln L(\hat{\omega}) \right)$$

$$\text{Kriteria Uji : } H_0 \text{ ditolak jika statistik uji } D(\hat{\beta}) > \chi^2_{\alpha, v}, v = k + 1$$

Uji signifikansi individu variabel prediktornya dengan menggunakan uji Wald dengan hipotesis sebagai berikut :

$$H_0 : \beta_l = 0, l = 1, 2, \dots, k$$

$$H_1 : \beta_l \neq 0$$

Statistik Uji :

$$W_l = \left(\frac{\hat{\beta}_l}{se(\hat{\beta}_l)} \right)^2$$

$$\text{Kriteria Uji : } H_0 \text{ ditolak jika nilai } W_l > \chi^2_{\alpha, 1}$$

2.3 Regresi Binomial Negatif Bivariat

Model regresi binomial negative bivariat (Famoye,2010) seperti pada persamaan berikut :

$$(Y_{1i}, Y_{2i}) \sim BNB(\mu_{1i}, \mu_{2i}, \tau)$$

$$\mu_{ji} = e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_j}; j=1,2 \quad (2.23)$$

$$\mathbf{x}_i = [1 \quad x_{1i} \quad x_{2i} \quad \dots \quad x_{ki}]^T$$

$$\boldsymbol{\beta}_j = [\beta_{j0} \quad \beta_{j1} \quad \beta_{j2} \quad \dots \quad \beta_{jk}]^T$$

dimana $i = 1, 2, \dots, n$, menunjukkan nomor observasi, observasi digunakan untuk model μ_i dan $\boldsymbol{\beta}_j$ menunjukkan vektor korespondensi dari koefisien regresi.

2.3.1 Penaksiran Parameter Regresi Binomial Negatif Bivariat

Menurut Park dan Lord (2008) penaksiran parameter dari regresi binomial negative digunakan metode *Maximum Likelihood Estimator*(MLE) dengan prosedur iterasi *Newton Rhapson*.

Metode penaksiran yang digunakan dalam regresi Regresi Binomial Negatif Bivariat ini adalah *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan fungsi *likelihood*-nya sebagai berikut :

$$L(\boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2, \tau) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{\Gamma(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})}{\Gamma(\tau^{-1})\Gamma(y_{1i} + 1)\Gamma(y_{2i} + 1)} \mu_{1i}^{y_{1i}} \mu_{2i}^{y_{2i}} \tau^{-\tau^{-1}} (\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})^{-(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})} \right)$$

dengan fungsi Gamma menurut Gurmu (1991) sebagai berikut :

$$\frac{\Gamma(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})}{\Gamma(\tau^{-1})} = \prod_{k=1}^{y_{1i} + y_{2i}} (y_{1i} + y_{2i} + \tau^{-1} - k)$$

Kemudian fungsi *likelihood* tersebut diubah dalam bentuk logaritma natural menjadi :

$$Q = \ln L(\boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2, \tau) = \sum_{i=1}^n \left[\sum_{k=1}^{y_{1i} + y_{2i}} \ln(y_{1i} + y_{2i} + \tau^{-1} - k) + y_{1i} \ln \mu_{1i} + y_{2i} \ln \mu_{2i} - \ln \tau / \tau \right. \\ \left. - (\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i}) \ln(\tau^{-1} + \mu_{1i} + \mu_{2i}) - \ln(y_{1i}!) - \ln(y_{2i}!) \right] \quad (2.24)$$

dengan

$$\mu_{1i} = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1) \text{ dan } \mu_{2i} = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2) \quad (2.25)$$

Proses mendapatkan penaksir parameter dari model ini maka persamaa (2.25) diturunkan terhadap masing-masing parameternya kemudian di samakan dengan nol. Namun hasilnya tidak dapat diselesaikan secara analitik, sehingga perlu digunakan prosedur iterative. Dengan cara yang sama pada penaksiran parameter model regresi binomial negatif univariat yaitu menggunakan iterasi numerik Newton Rhapsion dengan persamaan (2.26).

$$\hat{\theta}_{(m+1)} = \hat{\theta}_{(m)} - \mathbf{H}^{-1}(\hat{\theta}_{(m)}) \mathbf{g}(\hat{\theta}_{(m)}) \quad (2.26)$$

Nilai $\hat{\theta}_{(m)}$ merupakan nilai taksiran parameter pada saat iterasi ke m , $\mathbf{g}(\hat{\theta}_{(m)})$ merupakan vektor gradien dengan parameter $\hat{\theta}_{(m)}$, dan $\mathbf{H}(\hat{\theta}_{(m)})$ adalah matriks Hessian dengan parameter $\hat{\theta}_{(m)}$. Taksiran awal parameter $\hat{\theta}_{(0)}$ menggunakan metode *Ordinary Least Square* (OLS). Iterasi akan berhenti apabila nilai dari $\|\hat{\theta}_{(m+1)} - \hat{\theta}_{(m)}\| < \varepsilon$, $\varepsilon > 0$ dan sangat kecil.

2.3.2 Pengujian Parameter Model Regresi Binomial Negatif Bivariat

Untuk menentukan nilai statistik uji, terlebih dahulu ditentukan dua buah fungsi *likelihood* yang berhubungan dengan model regresi yang diperoleh. Fungsi-fungsi *likelihood* yang dimaksud adalah $L(\hat{\Omega})$ yaitu nilai *maximum likelihood* untuk model yang lebih lengkap dengan melibatkan variabel prediktor dan $L(\hat{\omega})$, yaitu nilai *maximum likelihood* untuk model sederhana tanpa melibatkan variabel prediktor. Salah satu metode yang dapat digunakan untuk menentukan statistik uji dalam pengujian parameter menggunakan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) dinotasikan dengan :

$$\Lambda = \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})}$$

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) = 2(\ln L(\hat{\Omega}) - \ln L(\hat{\omega}))$$

Hipotesis yang digunakan adalah :

$$H_0 : \beta_{j1} = \beta_{j2} = \dots = \beta_{jl} = 0; j = 1, 2; l = 1, 2, \dots, k$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_{jl} \neq 0$$

$D(\hat{\beta})$ adalah devians model regresi binomial negatif bivariat dengan menggunakan pendekatan distribusi *chi-square* dengan derajat bebas ν dan H_0 ditolak jika $D(\hat{\beta}) > \chi^2_{(\alpha; \nu)}$, dengan ν adalah derajat bebas yang diperoleh dari banyaknya parameter model di bawah populasi dikurangi banyaknya parameter di bawah H_0 .

Uji signifikansi individu variabel prediktornya dengan menggunakan hipotesis sebagai berikut :

$$H_0 : \beta_{jl} = 0$$

$$H_1 : \beta_{jl} \neq 0; j = 1, 2; l = 1, 2, \dots, k$$

Statistik Uji :

$$z = \frac{\hat{\beta}_{jl}}{se(\hat{\beta}_{jl})}$$

Kriteria Uji : H_0 ditolak jika $|z_{hitung}|$ lebih besar dari $z_{\alpha/2}$

2.4 Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression (GWBNBR)

Model *Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (GWBNBR) adalah salah satu metode yang cukup efektif untuk menduga data yang memiliki heterogenitas spasial untuk data cacah yang memiliki overdispersi. Model *Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (GWBNBR) akan menghasilkan pendugaan parameter lokal dengan masing-masing lokasi akan memiliki parameter yang berbeda-beda. Model *Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (GWBNBR) dapat dirumuskan sebagai berikut (Ricardo dan Carvalho, 2013) :

$$(Y_{1i}, Y_{2i}) \sim BNB(\mu_{1i}(u_i, v_i), \mu_{2i}(u_i, v_i), \tau)$$

$$\ln(\mu_{ji}) = \beta_{j0}(u_i, v_i) + \sum_{l=1}^k \beta_{jl}(u_i, v_i) x_{il}; i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2$$

atau

$$\mu_{ji} = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_j(u_i, v_i)); j = 1, 2; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.27)$$

dimana

$$\mathbf{x}_i = [1 \quad x_{1i} \quad x_{2i} \quad \dots \quad x_{ki}]^T$$

$$\boldsymbol{\beta}_j = [\beta_{j0}(u_i, v_i) \quad \beta_{j1}(u_i, v_i) \quad \beta_{j2}(u_i, v_i) \quad \dots \quad \beta_{jk}(u_i, v_i)]^T$$

Fungsi sebaran binomial negatif untuk setiap lokasi berdasarkan persamaan (2.27) dapat ditulis dalam bentuk persamaan berikut :

$$f(y_{1i}, y_{2i}) = \left(\frac{\Gamma(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})}{\Gamma(\tau^{-1})\Gamma(y_{1i} + 1)\Gamma(y_{2i} + 1)} \mu_{1i}^{y_{1i}} \mu_{2i}^{y_{2i}} \tau^{-\tau^{-1}} (\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})^{-(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})} \right) \quad (2.28)$$

dimana

$$\mu_{1i} = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i))$$

$$\mu_{2i} = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i))$$

2.4.1 Penaksiran Parameter Model *Geographically Weighted Bivariat Negative Binomial Regression* (GWNBBR)

Model GWNBBR merupakan pengembangan dari model regresi binomial negative bivariat. Model ini menghasilkan estimasi parameter model yang bersifat lokal untuk setiap titik atau lokasi di mana data tersebut dikumpulkan. Dalam model GWNBBR variabel respon yang diprediksi dengan variabel prediktor yang masing-masing koefisien regresinya bergantung pada lokasi di mana data tersebut diamati. Metode Penaksiran yang digunakan dalam model GWNBBR ini adalah *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan fungsi *likelihood*-nya sebagai berikut:

$$L(\boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i), \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i), \tau) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{\Gamma(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})}{\Gamma(\tau^{-1})\Gamma(y_{1i} + 1)\Gamma(y_{2i} + 1)} \mu_{1i}^{y_{1i}} \mu_{2i}^{y_{2i}} \tau^{-\tau^{-1}} (\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})^{-(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})} \right)$$

dengan fungsi Gamma menurut Gurmu (1991) sebagai berikut :

$$\frac{\Gamma(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})}{\Gamma(\tau^{-1})} = \prod_{k=1}^{y_{1i} + y_{2i}} (y_{1i} + y_{2i} + \tau^{-1} - k)$$

Kemudian fungsi *likelihood* tersebut diubah dalam bentuk logaritma natural menjadi :

$$Q = \ln L(\boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i), \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i), \tau) = \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\sum_{k=1}^{y_{1i'}+y_{2i'}} \ln(y_{1i'}+y_{2i'}+\tau^{-1}-k) + y_{1i'} \ln \mu_{1i'} + y_{2i'} \ln \mu_{2i'} \right. \\ \left. - \ln \tau / \tau - (\tau^{-1} + y_{1i'} + y_{2i'}) \ln(\tau^{-1} + \mu_{1i'} + \mu_{2i'}) \right. \\ \left. - \ln(y_{1i'}!) - \ln(y_{2i'}!) \right] \quad (2.29)$$

dengan

$$\mu_{1i} = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)) \quad \text{dan} \quad \mu_{2i} = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i))$$

Untuk mendapatkan taksiran parameter model BGPR, maka fungsi $\ln L(\dots)$ diturunkan terhadap masing-masing parameternya dan disamakan dengan nol.

$$\frac{\partial Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} = \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\frac{(y_{1i'} - \mu_{1i'}) \mathbf{x}_{i'}}{(1 + \tau \mu_{1i'} + \tau \mu_{2i'})} \right] = 0 \quad (2.30)$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i)} = \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\frac{(y_{2i'} - \mu_{2i'}) \mathbf{x}_{i'}}{(1 + \tau \mu_{1i'} + \tau \mu_{2i'})} \right] = 0 \quad (2.31)$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \tau} = \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\sum_{k=1}^{y_{1i'}+y_{2i'}} \left(\frac{(y_{1i'}+y_{2i'}-k)}{(1+\tau y_{1i'}+\tau y_{2i'}-\tau k)} \right) + \frac{\ln(1+\tau \mu_{1i'}+\tau \mu_{2i'})}{\tau^2} - \frac{(\mu_{1i'}+\mu_{2i'})}{\tau} \right] = 0 \quad (2.32)$$

Karena hasil persamaan di atas tidak memberikan suatu persamaan yang tidak eksplisit maka digunakan suatu metode yaitu metode *Newton-Rapshon* dengan langkah-langkah sebagai berikut :

1. Menentukan nilai taksiran awal parameter $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)}$ dengan

$$\boldsymbol{\theta} = (\tau \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i) \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i))^T, \text{ iterasi pada saat } m = 0. \text{ Nilai taksiran awal}$$

$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{j(0)}(u_i, v_i)$ diperoleh dengan metode Ordinary Least square (OLS), yaitu:

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{j(0)}(u_i, v_i) = (\mathbf{x}^T \mathbf{x})^{-1} (\mathbf{x}^T \mathbf{y}_j) \text{ dengan } j = 1, 2.$$

dimana

$$\mathbf{x}^T = [1 \quad x_1 \quad x_2 \quad \dots \quad x_k] \quad \text{dan} \quad \mathbf{y}_j = [y_1 \quad y_2 \quad y_3 \quad \dots \quad y_n]^T$$

2. Membentuk vektor gradien \mathbf{g}

$$\mathbf{g}^T(\boldsymbol{\theta}_{(m)})_{(2k+3) \times 1} = \left(\left(\frac{\partial Q}{\partial \tau} \right), \left(\frac{\partial Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} \right)^T, \left(\frac{\partial Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i)} \right)^T \right)^T_{\theta=\theta_{(m)}}$$

3. Membentuk matriks Hessian \mathbf{H}

$$\mathbf{H}(\boldsymbol{\theta}_{(m)})_{(2k+3) \times (2k+3)} = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 Q}{\partial \tau^2} & \frac{\partial^2 Q}{\partial \tau \partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 Q}{\partial \tau \partial \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i)} \\ \frac{\partial^2 Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i) \partial \boldsymbol{\beta}_1^T(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i) \partial \boldsymbol{\beta}_2^T(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i) \partial \boldsymbol{\beta}_2^T(u_i, v_i)} \\ \text{simetris} & & \end{bmatrix}_{\boldsymbol{\theta}=\boldsymbol{\theta}_{(m)}}$$

Memasukkan nilai ke dalam $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)}$ elemen-elemen vektor \mathbf{g} dan matriks \mathbf{H} , sehingga diperoleh vektor $\mathbf{g}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)})$ dan matriks $\mathbf{H}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)})$.

4. Mulai dari $m=0$ dilakukan iterasi pada persamaan

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{j(m+1)} = \hat{\boldsymbol{\theta}}_{j(m)} - \mathbf{H}^{-1}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}) \mathbf{g}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)})$$

Nilai $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}$ merupakan sekumpulan penaksir parameter yang konvergen saat iterasi ke- m .

5. Jika belum mendapatkan penaksiran parameter yang konvergen, maka dilanjutkan kembali ke langkah 5 hingga iterasi ke $m = m+1$. Iterasi akan berhenti apabila nilai dari $\|\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m+1)} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_m\| \leq \varepsilon$, ε adalah bilangan yang sangat kecil.

2.4.2 Pengujian Parameter Model *Geographically Weighted Bivariat Negative Binomial Regression* (GWBNBR)

Untuk menentukan nilai statistik uji, terlebih dahulu ditentukan dua buah fungsi *likelihood* yang berhubungan dengan model regresi yang diperoleh. Fungsi-fungsi *likelihood* yang dimaksud adalah $L(\hat{\Omega})$ yaitu nilai *maximum likelihood* untuk model yang lebih lengkap dengan melibatkan variabel prediktor dan $L(\hat{\omega})$, yaitu nilai *maximum likelihood* untuk model sederhana tanpa melibatkan variabel prediktor. Salah satu metode yang dapat digunakan untuk menentukan statistik uji dalam pengujian parameter menggunakan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) dinotasikan dengan :

$$\Lambda = \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})}$$

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) = 2(\ln L(\hat{\Omega}) - \ln L(\hat{\omega})) \quad (2.33)$$

Hipotesis yang digunakan adalah :

$$H_0 : \beta_{j1}(u_i, v_i) = \beta_{j2}(u_i, v_i) = \dots = \beta_{jk}(u_i, v_i) = 0; j = 1, 2; l = 1, 2, \dots, k$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_{jl}(u_i, v_i) \neq 0$$

Berikut adalah $L(\hat{\omega})$, $L(\hat{\Omega})$, $\ln L(\hat{\omega})$, dan $\ln L(\hat{\Omega})$ dari regresi binomial negatif

bivariat :

$$L(\hat{\omega}) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{\Gamma(\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})}{\Gamma(\hat{\tau}^{-1})\Gamma(y_{1i} + 1)\Gamma(y_{2i} + 1)} \hat{\mu}_{1i}^{y_{1i}} \hat{\mu}_{2i}^{y_{2i}} \hat{\tau}^{-\hat{\tau}^{-1}} (\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})^{-(\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})} \right)$$

$$\ln L(\hat{\omega}) = \sum_{i=1}^n \left[\sum_{k=1}^{y_{1i} + y_{2i}} \ln(y_{1i} + y_{2i} + \hat{\tau}^{-1} - k) + y_{1i} \ln \hat{\mu}_{1i} + y_{2i} \ln \hat{\mu}_{2i} - \ln \hat{\tau} / \hat{\tau} + \right. \\ \left. - (\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i}) \ln(\hat{\tau}^{-1} + \hat{\mu}_{1i} + \hat{\mu}_{2i}) - \ln(y_{1i}!) - \ln(y_{2i}!) \right]$$

$$L(\hat{\Omega}) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{\Gamma(\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})}{\Gamma(\hat{\tau}^{-1})\Gamma(y_{1i} + 1)\Gamma(y_{2i} + 1)} \hat{\mu}_{1i}^{y_{1i}} \hat{\mu}_{2i}^{y_{2i}} \hat{\tau}^{-\hat{\tau}^{-1}} (\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})^{-(\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})} \right)$$

$$\ln L(\hat{\Omega}) = \sum_{i=1}^n \left[\sum_{k=1}^{y_{1i} + y_{2i}} \ln(y_{1i} + y_{2i} + \hat{\tau}^{-1} - k) + y_{1i} \ln \hat{\mu}_{1i} + y_{2i} \ln \hat{\mu}_{2i} - \ln \hat{\tau} / \hat{\tau} + \right. \\ \left. - (\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i}) \ln(\hat{\tau}^{-1} + \hat{\mu}_{1i} + \hat{\mu}_{2i}) - \ln(y_{1i}!) - \ln(y_{2i}!) \right]$$

dimana

$$\mu_{1i} = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i))$$

$$\mu_{2i} = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i))$$

$D(\hat{\beta})$ adalah devians model regresi binomial negatif bivariat dengan menggunakan pendekatan distribusi *chi-square* dengan derajat bebas ν dan H_0 ditolak jika $D(\hat{\beta}) > \chi^2_{(\alpha; \nu)}$, dengan ν adalah derajat bebas yang diperoleh dari banyaknya parameter model di bawah populasi dikurangi banyaknya parameter di bawah H_0 .

Uji signifikansi individu variabel prediktornya dengan hipotesis sebagai berikut :

$$H_0 : \beta_{jl}(u_i, v_i) = 0$$

$$H_1 : \beta_{jl}(u_i, v_i) \neq 0; j = 1, 2; l = 1, 2, \dots, k$$

Statistik Uji :

$$z = \frac{\hat{\beta}_{jl}(u_i, v_i)}{se(\hat{\beta}_{jl}(u_i, v_i))}$$

Kriteria Uji : H_0 ditolak jika $|z_{hitung}|$ lebih besar dari $z_{\alpha/2}$

2.5 Model Regresi *Mixed Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (MGWBNBR)

Apabila tidak semua variabel prediktor pada GWBNBR pada persamaan (2.27) mempunyai pengaruh secara lokal, sebagian berpengaruh secara global, maka model yang seperti ini disebut *Mixed Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (MGWBNBR). Pada MGWBNBR beberapa koefisien pada GWBNBR diasumsikan konstan untuk seluruh lokasi pengamatan sedangkan yang lain bervariasi sesuai lokasi pengamatan data. MGWBNBR dengan k variabel prediktor dimana k^* variabel prediktor bersifat lokal dan $k - k^*$ variabel prediktor bersifat global, serta dengan mengasumsikan intersep model bersifat lokal dapat dinyatakan sebagai berikut :

$$(Y_1, Y_2) \sim BNB(\mu_{1i}(u_i, v_i), \mu_{2i}(u_i, v_i), \tau)$$

$$\ln(\mu_{ji}) = \sum_{l=0}^{k^*} \beta_l(u_i, v_i) x_{il} + \sum_{p=k^*+1}^k \gamma_p x_{ip}; i = 1, 2, \dots, n; j=1, 2 \quad (2.34)$$

atau

$$\mu_{ji} = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_j(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{*i}^T \boldsymbol{\gamma}_j)$$

Fungsi sebaran binomial negatif untuk setiap lokasi berdasarkan persamaan (2.34) dapat ditulis dalam bentuk persamaan berikut :

$$f(y_{1i}, y_{2i}) = \left(\frac{\Gamma(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})}{\Gamma(\tau^{-1})\Gamma(y_{1i} + 1)\Gamma(y_{2i} + 1)} \mu_{1i}^{y_{1i}} \mu_{2i}^{y_{2i}} \tau^{-\tau^{-1}} (\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})^{-(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})} \right) \quad (2.35)$$

dimana

$$\mu_{1i} = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{*i}^T \boldsymbol{\gamma}_1)$$

$$\mu_{2i} = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{*i}^T \boldsymbol{\gamma}_2)$$

dengan

$$\mathbf{x}_i^T = \begin{bmatrix} 1 & x_{i1} & x_{i2} & \dots & x_{ik^*} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{x}_{*i}^T = \begin{bmatrix} 1 & x_{i(k^*+1)} & x_{i(k^*+2)} & \dots & x_{ik} \end{bmatrix}$$

$$\boldsymbol{\beta}_1 = \begin{bmatrix} \beta_{10} & \beta_{11} & \beta_{12} & \dots & \beta_{1k^*} \end{bmatrix}^T$$

$$\boldsymbol{\beta}_2 = \begin{bmatrix} \beta_{20} & \beta_{21} & \beta_{22} & \dots & \beta_{2k^*} \end{bmatrix}^T$$

$$\boldsymbol{\gamma}_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{1(k^*+1)} & \gamma_{1(k^*+2)} & \gamma_{1(k^*+3)} & \dots & \gamma_{1k} \end{bmatrix}^T$$

$$\boldsymbol{\gamma}_2 = \begin{bmatrix} \gamma_{2(k^*+1)} & \gamma_{2(k^*+2)} & \gamma_{2(k^*+3)} & \dots & \gamma_{2k} \end{bmatrix}^T$$

Penaksiran parameter model, pengujian parameter dan penghitungan ukuran kebaikan model akan dibahas lebih lanjut pada bagian analisis dan pembahasan.

2.6 Pemilihan Model Terbaik

Akaike Information Criterion (AIC) adalah kriteria kesesuaian model dalam menduga model secara statistik. Kriteria AIC digunakan apabila pemodelan regresi bertujuan untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang berpengaruh terhadap model.

Pemilihan model terbaik dari *Mixed Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (MGWBNBR) menggunakan nilai AIC. Penggunaan nilai AIC didasarkan pada metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Penghitungan nilai AIC menggunakan persamaan (2.36) :

$$AIC = -2 \ln \left(L \left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_j(u_i, v_i), \hat{\boldsymbol{\gamma}}_j, \hat{\tau} \right) \right) + 2k \quad (2.36)$$

Model regresi terbaik adalah model regresi yang menghasilkan nilai AIC terkecil. (Akaike, 1978)

2.7 Koefisien Korelasi

Koefisien korelasi merupakan suatu indikator atau suatu nilai dalam hubungan linear antara dua variabel (Draper & Smith, 1992). Koefisien korelasi didefinisikan seperti pada persamaan (2.37)

$$r_{y_1, y_2} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_{1i} - \bar{y}_1)(y_{2i} - \bar{y}_2)}{\sqrt{\left(\sum_{i=1}^n (y_{1i} - \bar{y}_1)^2 \right) \left(\sum_{i=1}^n (y_{2i} - \bar{y}_2)^2 \right)}} \quad (2.37)$$

Koefisien korelasi dapat menunjukkan dua hubungan, yaitu positif dan negatif. Nilai positif dan negatif ini dikarenakan nilai korelasi berkisar antara -1 hingga 1 atau dapat ditulis $-1 \leq r_{y_1, y_2} \leq 1$. Apabila nilai korelasi mendekati 1, baik itu positif maupun negatif hal tersebut berarti kedua variabel memiliki hubungan yang erat. Nilai korelasi 0 menunjukkan bahwa kedua variabel tidak memiliki hubungan erat secara linier. Nilai korelasi yang positif menunjukkan adanya hubungan berbanding lurus pada dua variabel tersebut, sedangkan nilai korelasi yang negatif menunjukkan hubungan yang berbanding terbalik. Pengujian korelasi untuk variabel respon dilakukan dengan hipotesis sebagai berikut:

$H_0 : \rho^* = 0$; tidak terdapat hubungan antara Y_1 dan Y_2

$H_1 : \rho^* \neq 0$; terdapat hubungan antara Y_1 dan Y_2

Statistik uji yang digunakan pada pengujian ini adalah sebagai berikut.

$$t = \frac{r_{y_1, y_2} \sqrt{n-2}}{\sqrt{1 - (r_{y_1, y_2})^2}} \quad (2.38)$$

Kriteria keputusan adalah tolak H_0 apabila $|t_{hit}| > t_{(\alpha/2; (n-2))}$

2.8 Multikolinieritas

Multikolinieritas adalah suatu kondisi dimana variabel-variabel prediktor berkorelasi tinggi. Adanya kasus multikolinieritas dapat mengakibatkan hasil taksiran parameter menjadi tidak akurat. Hal ini dikarenakan *standar error* yang besar dari hasil taksiran parameter dengan signifikansi yang kecil, bahkan menjadi tidak signifikan pada pengujian individu namun sangat signifikan pada pengujian simultan.

Identifikasi masalah multikolinieritas dalam pemodelan regresi Binomial Negatif Bivariat juga sangat penting. Variabel prediktor yang berkorelasi tinggi dengan variabel prediktor lain mengakibatkan kedua variabel prediktor tersebut mempunyai nilai yang sebanding. Nilai yang sebanding ini menyebabkan matriks

dari variabel prediktor tidak memiliki invers sehingga proses penaksiran dalam model regresi Bivariat Poisson tidak dapat dilakukan.

Menurut Gujarati (2004) salah satu cara mengidentifikasi adanya kasus multikolinieritas yaitu dengan melihat nilai *Variance-Inflating Factor* (VIF) yang lebih dari 10. Nilai VIF menunjukkan bagaimana variansi dari hasil takisran parameter meningkat karena adanya multikolinieritas. Nilai VIF dirumuskan oleh persamaan (2.39)

$$VIF = \frac{1}{1 - R_i^2} \quad (2.39)$$

R_i^2 adalah koefisien determinasi antara x_i dengan variabel prediktor lainnya.

Masalah multikolinieritas juga dapat diatasi dengan beberapa cara, diantaranya yaitu dengan mengeluarkan variabel prediktor yang berkorelasi tinggi, melakukan transformasi data, menambah data, menggunakan regresi *ridge* atau dapat juga menggunakan *Principal Component Analysis* (PCA).

2.9 Spatial Heterogeneity

Model lokal berbasis titik (lokasi) dibangun berdasarkan asumsi heterogenitas spasial. Kondisi ini menggambarkan variansi antar lokasi yang tidak homogen. Keberadaan heterogenitas spasial dapat dideteksi dengan menguji kesamaan matriks variansi-kovarians antar lokasi (observasi), karena masing-masing observasi berbeda lokasi. Pengujian dilakukan dengan menguji keberadaan heteroskedastisitas pada model BNBR. Pengujian heteroskedastisitas menggunakan uji Glejser, yaitu dengan meregresikan kuadrat error dari model BNBR terhadap variabel prediktor (Yan dan Su, 2009). Hipotesis yang digunakan adalah

$$H_0 : \Sigma_1 = \Sigma_2 = \dots = \Sigma_n = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{21} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \text{ (tidak ada heterogenitas spasial)}$$

$$H_0 : \text{minimal ada satu } \Sigma_i \neq \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{21} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \text{ (ada heterogenitas spasial)}, i = 1, 2, \dots, n$$

Pengujian hipotesis di atas dilakukan dengan menguji signifikansi pada uji serentak parameter pada regresi bivariat berikut

$$\hat{\varepsilon}_{ji}^2 = \beta_{j0} + \beta_{j1}x_{1i} + \dots + \beta_{jk}x_{ki}; i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2$$

Hipotesis yang digunakan untuk menguji signifikansi parameter regresi di atas adalah

$$H_0 : \beta_{j1} = \beta_{j2} = \dots = \beta_{jl}, j = 1, 2; l = 1, 2, \dots, k$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_{jl} \neq 0$$

Statistik uji yang digunakan adalah

$$G = -\left(n - k - 1 - \frac{1}{2}(k + 1)\right) \ln \left(\frac{|\hat{\Sigma}_{\Omega}|}{|\hat{\Sigma}_{\omega}|} \right) \sim \chi^2_v, v = jk \quad (2.40)$$

dimana Σ_{ω} adalah matriks varians kovarians di bawah H_0 dan Σ_{Ω} adalah matriks varians kovarians di bawah populasi (Johns dan Wichern, 2007). Keputusan tolak H_0 jika $G_{hit} > \chi^2_{\alpha;v}$. Bila hasil pengujian signifikan, maka dapat disimpulkan terjadi heterogenitas spasial.

2.10 Matriks Pembobot Spasial

Pembobot memiliki peranan penting pada data spasial, karena nilai suatu pembobot merupakan perwakilan dari lokasi dimana masing-masing data diambil. Informasi mengenai suatu lokasi dapat direpresentasikan oleh sebuah titik koordinat, seperti Garis Lintang dan Garis Bujur. Berdasarkan informasi spasial tersebut dapat diperhitungkan jarak titik koordinat antar lokasi sehingga diharapkan kekuatan dari dependensi spasial akan menurun dengan adanya jarak tersebut. Lokasi yang berdekatan seharusnya menunjukkan hubungan kemiripan, begitu juga sebaliknya. Lokasi yang berjauhan juga memperlihatkan adanya keragaman spasial. Keragaman spasial antara lokasi yang satu dengan lokasi yang lain ditunjukkan dengan adanya matriks pembobot \mathbf{W} yang entri-entrinya merupakan fungsi dari jarak *Euclidian* antar lokasi. Pembentukan fungsi pembobot dari jarak *Euclidian* salah satunya dapat menggunakan fungsi kernel (*kernel function*). Fungsi pembobot \mathbf{W} yang digunakan merupakan fungsi kontinu dari jarak *Euclidian* karena parameter yang dihasilkan dapat berubah secara drastis ketika lokasi pengamatan berubah. Menurut Nakaya, Fotheringham, Brunson dan Charlton (2005) salah satu alternatif fungsi pembobot yang digunakan adalah fungsi *Adaptive Biquare Kernel*. Fungsi kernel adaptif yaitu

fungsi kernel yang memiliki *bandwidth* yang berbeda pada setiap lokasi pengamatan. Fungsi *Adaptive Bisquare Kernel* yaitu:

$$w_{ii^*} = \begin{cases} \left(1 - \left(\frac{d_{ii^*}}{h_i}\right)^2\right)^2 & \text{untuk } d_{ii^*} \leq h_i \\ 0 & \text{untuk } d_{ii^*} > h_i \end{cases}$$

dengan

$$d_{ii^*} = \sqrt{(u_i - u_{i^*})^2 + (v_i - v_{i^*})^2}$$

d_{ii^*} adalah jarak *Euclidian* antara lokasi ke- i dan lokasi ke- i^* . Sedangkan h_i adalah parameter penghalus atau yang disebut sebagai *bandwidth* dari lokasi ke- i . *Bandwidth* dapat dianalogikan sebagai radius suatu lingkaran, sehingga sebuah titik yang berada didalam radius lingkaran dianggap masih memiliki pengaruh. Penentuan *bandwidth* optimum juga memiliki peranan penting dalam pembentukan matriks pembobot. Besar kecilnya *bandwidth* yang digunakan akan berpengaruh pada ketepatan model yang berkaitan dengan variansi dan bias dari penaksir yang dihasilkan. Oleh karena itu, *bandwidth* optimum diperlukan untuk mengatur besar kecilnya variansi dan bias tersebut (Nakaya, dkk, 2005). Pemilihan *bandwidth* optimum dapat dilakukan dengan metode *Cross Validation* (CV). Metode CV ini didefinisikan oleh persamaan (2.41)

$$CV(h) = \sum_{i=1}^n (\mathbf{y}_i - \hat{\mathbf{y}}_{\neq i}(h))^T (\mathbf{y}_i - \hat{\mathbf{y}}_{\neq i}(h)) \quad (2.41)$$

dengan $\hat{\mathbf{y}}_{\neq i}(h)$ menunjukkan nilai penaksir y_{i^*} ketika pengamatan di lokasi (u_i, v_i) tidak diikutsertakan pada penaksiran dan n menunjukkan jumlah lokasi pengamatan. Proses untuk mendapatkan *bandwidth* yang meminimumkan nilai CV bisa dilakukan dengan menggunakan teknik *golden section search*. Proses tersebut dilakukan dengan cara mengevaluasi fungsi dengan tiga nilai yang berbeda, misalnya a, b , dan c , dimana $a < b < c$. a merupakan batas bawah nilai *bandwidth* yang mungkin dan c merupakan batas atas nilai *bandwidth* yang mungkin. Nilai a diperoleh dari nilai minimum d_{ii^*} dan c diperoleh dari nilai maksimum d_{ii^*} . Nilai fungsi yang dihasilkan pada tiga titik tersebut adalah $f(a)$, $f(b)$ dan $f(c)$, yang disebut sebagai triplet. Fungsi tersebut dievaluasi lagi pada

suatu nilai baru d yang bisa ditentukan diantara a dan b atau diantara b dan c sehingga menghasilkan nilai fungsi baru, yaitu $f(d)$, kemudian buang salah satu nilai a atau c untuk membentuk triplet baru. Aturan yang digunakan pada teknik golden section search (Fotheringham, Brunsdon & Charlton, 2002) adalah

$f(b) < f(d)$: triplet baru yang digunakan adalah $a < b < d$

$f(b) > f(d)$: triplet baru yang digunakan adalah $b < d < c$

Proses tersebut berulang sampai dengan dua nilai $f(d)$ yang dihasilkan mendekati sama atau selisihnya lebih kecil daripada suatu nilai yang ditentukan, misalnya 1×10^{-6} atau sampai suatu nilai iterasi maksimum yang diperbolehkan.

2.11 Penyakit Kusta dan Penularannya

Kusta adalah penyakit menular yang disebabkan oleh infeksi bakteri *Mycobacterium leprae*. Penatalaksanaan kasus yang buruk dapat menyebabkan kusta menjadi progresif, menyebabkan kerusakan permanen pada kulit, saraf, anggota gerak, dan mata (Kemenkes, 2013). Penyakit ini sering kali menimbulkan masalah yang sangat kompleks. Masalah yang dimaksud bukan hanya dari segi medis tetapi meluas sampai masalah sosial, ekonomi, budaya, keamanan dan ketahanan nasional. Di Indonesia terdapat dua klasifikasi dalam penyakit kusta.

Klasifikasi ini bertujuan untuk menentukan regimen pengobatan dan untuk perencanaan operasional. Klasifikasi yang pertama adalah penyakit kusta tipe PB (Pausi Basiler) atau biasa disebut dengan kusta kering, dan yang kedua adalah tipe MB (Multi Basiler) atau biasa disebut dengan kusta basah (Hiswani, 2001).

Kuman kusta dapat hidup diluar tubuh manusia antara 1– 9 hari tergantung pada suhu atau cuaca, dan diketahui hanya kuman kusta yang utuh (solid) saja yang dapat menimbulkan penularan (Hiswani, 2001). Ketidakmampuan kuman ini bertahan pada cuaca yang panas mengakibatkan kuman ini akan cepat mati, sehingga tidak dapat masuk kedalam tubuh seseorang. Dalam hal ini, kondisi geografis suatu wilayah dapat mempengaruhi kelangsungan hidup kuman kusta yang dapat menyebabkan penularan penyakit kepada orang lain.

Konsep hidup bersih dan sehat merupakan salah satu faktor untuk mencegah terjadinya suatu penyakit. Apabila konsep ini tidak dilaksanakan

dengan baik, maka sudah sangat jelas akan meningkatkan resiko seseorang untuk terkena suatu penyakit. Simunati (2013) dalam penelitiannya menyimpulkan bahwa umumnya kejadian penyakit kusta dapat diakibatkan perilaku hidup bersih (*Hygiene*) yang kurang baik. Hal ini dapat disebabkan kuman *Mycobacterium leprae* mampu hidup diluar tubuh manusia. *Hygiene* perorangan termasuk kedalam tindakan pencegahan primer yang spesifik dimana hal itu merupakan kompetensi seseorang mempertahankan kesehatannya. *Hygiene* perorangan menjadi penting karena dapat meminimalkan pintu masuk mikroorganisme yang ada dimana-mana dan pada akhirnya mencegah seseorang terkena penyakit

Informasi dini kepada masyarakat tentang penyakit ini merupakan hal yang baik untuk dilakukan. Informasi ini bertujuan untuk memberikan pemahaman tentang cara penularan dan dampak dari penyakit kusta sehingga masyarakat bisa lebih awal untuk mencegahnya. Ruslan (2013) dalam penelitiannya mengungkapkan bahwa pengetahuan merupakan salah satu faktor predisposisi untuk terbentuknya sebuah perilaku baru, dengan demikian untuk mendapatkan pengetahuan yang baik terkait dengan perilaku pencarian pengobatan kusta pada fasilitas kesehatan diperlukan adanya informasi yang terus menerus dan berkesinambungan baik kepada penderita kusta itu sendiri maupun kepada masyarakat umum. Peningkatan pengetahuan masyarakat tentang kusta bisa dilakukan dengan optimalisasi penyuluhan. Penyuluhan kesehatan sebagai salah satu konsep pendidikan kesehatan memiliki tujuan untuk menambah pengetahuan dan mengubah perilaku masyarakat yang tidak sehat menjadi sehat. Selain itu, Kebutuhan informasi sangat diperlukan oleh masyarakat karena dengan banyaknya informasi yang didapat maka masyarakat akan kaya ilmu termasuk pengetahuan tentang kesehatan. Persentase penduduk yang melakukan keterbukaan informasi adalah rata-rata persentase penduduk menonton televisi, mendengarkan radio, membaca surat kabar dan membaca majalah.

Lingkungan merupakan tempat bagi setiap orang dalam melakukan aktifitas keseharian. Lingkungan yang sehat antara lain mencakup lingkungan pemukiman. Tinggal di daerah pemukiman yang sehat merupakan keinginan dari setiap orang agar dapat terhindar dari berbagai macam penyakit. Menurut Ress (1975) dalam Zulkifli (2001) penularan penyakit kusta dapat disebabkan oleh

lingkungan yang kurang sehat baik fisik, biologis dan sosial. Hal ini senada dengan penelitian yang dilakukan oleh Norlatifah, Sutomo dan Solikhah (2010) yang menyimpulkan bahwa kondisi fisik suatu rumah juga mempengaruhi penularan penyakit kusta. Pemerintah Indonesia dalam keputusan menteri kesehatan telah mendefinisikan rumah sehat adalah bangunan rumah tinggal yang memenuhi syarat kesehatan yaitu memiliki jamban sehat, tempat pembuangan sampah, sarana air bersih, sarana pembuangan air limbah, ventilasi baik, kepadatan hunian rumah sesuai dan lantai rumah tidak dari tanah (Kemenkes, 2013).

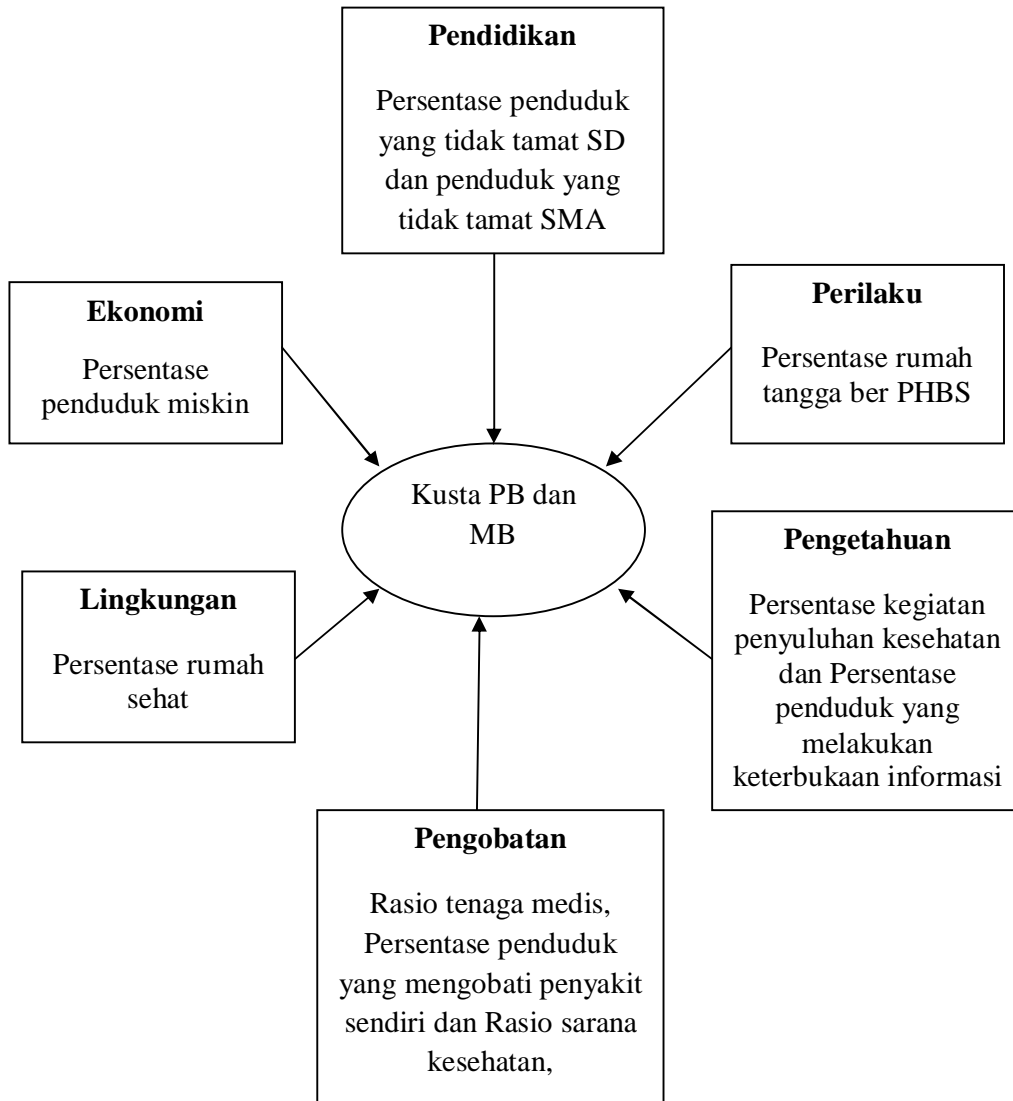
Penderita penyakit kusta yang terlambat mendapatkan pengobatan akan mengalami cacat fisik sehingga menimbulkan masalah sosial. Ketersediaan tenaga medis disuatu wilayah merupakan salah satu faktor yang menunjang keefektifan pengobatan suatu penyakit. Jumlah tenaga medis disuatu wilayah yang endemik kusta merupakan hal yang penting untuk memaksimalkan pengobatan kepada penderita. Hal ini dikarenakan penderita akan mendapatkan kesempatan lebih banyak dalam pelayanan kesehatan. Menurut Hiswani (2001), pengobatan terhadap penyakit kusta bukan hanya untuk menyembuhkan penderita tetapi untuk memutuskan mata rantai penularan. Pengobatan penderita kusta ditujukan untuk mematikan kuman kusta sehingga tidak berdaya merusak jaringan tubuh, dan tanda-tanda penyakit menjadi kurang aktif dan akhirnya hilang. Dengan hancurnya kuman maka sumber penularan dari penderita keorang lain akan terputus. Selain itu minum obat tanpa resep dokter atau menhobati diri sendiri, sudah lama menjadi kebiasaan masyarakat kita. Pengobatan tidak tepat sasaran ini justru membuat tubuh makin rentan penyakit dan obat yang diminum bakal merusak tubuh sendiri. Persentase penduduk yang mengobati penyakit sendiri adalah persentase penduduk dimana ketika mereka sakit mereka mengatasi penyakitnya sendiri tanpa memeriksakan ke dokter, hal tersebut menyebabkan ketidakpastian akan penyakit yang dialami (Anonim, 2010). Selain itu, adanya sarana kesehatan adalah penting bagi masyarakat. Hal ini dikarenakan dengan banyaknya sarana kesehatan, maka jumlah pasien tidak hanya kusta akan lebih cepat mendapatkan pertolongan daripada yang memiliki sarana kesehatan sedikit, sehingga pasien harus mengantri untuk mendapatkan fasilitas kesehatan.

Faktor lain juga yang menunjang keefektifan pengobatan adalah dengan teraturnya penderita untuk meminum obat. Penghasilan keluarga setiap bulannya digunakan untuk membiayai kebutuhan keluarga sehari-hari. Adanya berbagai keresahan dibidang sosio ekonomi keluarga, khususnya masyarakat yang pendapatannya kecil. Dengan penghasilan yang kecil, mengeluarkan biaya terasa berat bagi penderita datang ke pelayanan kesehatan dan puskesmas. Dengan tidak datangnya mereka ke puskesmas membuat penderita tidak akan teratur untuk meminum obat. Dari hasil penelitian Fajar (2002) di Kabupaten Gresik menghasilkan bahwa ada pengaruh penghasilan yang rendah terhadap pengobatan teratur.

Presentase penduduk yang tidak tamat SD adalah kondisi dimana penduduk yang pernah menempuh Sekolah Dasar tetapi tidak melanjutkan sampai tamat sekolah. Hal tersebut sangat disayangkan, sebab pendidikan adalah suatu usaha untuk mengembangkan kepribadian dan kemampuan di dalam dan di luar sekolah dan berlangsung seumur hidup. Pendidikan mempengaruhi proses belajar, makin tinggi pendidikan seseorang makin mudah orang tersebut untuk menerima informasi (Erfandi, 2009). Rasio penduduk tidak tamat SMA adalah kondisi dimana jumlah murid yang putus sekolah ketika mereka berada pada bangku Sekolah Menengah Atas sehingga mereka tidak melanjutkan sekolah lagi. Hal tersebut seharusnya menjadi pekerjaan rumah pemerintah, sebab masyarakat harus diberdayakan, melalui pendidikan, agar dapat berperan secara efektif pada program pencegahan dan pengendalian kusta. Hal ini akan memastikan bahwa tindakan pengendalian bersifat pengikutsertaan (WHO, 1996).

Berdasarkan uraian yang dapat dijelaskan, maka dapat disimpulkan bahwa penyebab penyakit kusta dipengaruhi oleh banyak faktor yang meliputi faktor lingkungan yang diwakili oleh variabel rumah sehat, faktor perilaku yang diwakili oleh variabel rumah tangga yang berperilaku hidup bersih dan sehat, faktor pengetahuan yang diwakili oleh variabel penyuluhan kesehatan dan penduduk yang melakukan keterbukaan informasi, faktor pengobatan yang diwakili oleh variabel ketersediaan sarana kesehatan, penduduk yang mengobati penyakit sendiri dan sarana kesehatan, faktor ekonomi yang diwakili oleh variabel penduduk miskin, dan faktor pendidikan yang diwakili oleh penduduk yang tidak tamat SD dan

penduduk yang tidak tamat SMA. Dalam penelitian ini menggunakan kerangka konsep yang mengacu pada kerangka konsep status kesehatan Blum (1976) yang telah dimodifikasi seperti berikut ini:



Gambar 2.1 Modifikasi Model Konseptual Status Kesehatan Blum (1976) pada Hubungan Kusta PB dan MB dengan Faktor-Faktor yang Mempengaruhinya di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012

BAB 3

METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang berasal dari Data Profil Kesehatan Propinsi Jawa Timur tahun 2012. Pada penelitian ini, unit observasinya adalah kabupaten/kota di Jawa Timur. Propinsi Jawa Timur terdiri atas 29 kabupaten dan 9 kota, sehingga unit observasi sebanyak 38 kabupaten/kota.



Gambar 3.1 Peta Jawa Timur Menurut Kabupaten/Kota

3.2 Variabel Penelitian

Variabel penelitian yang digunakan dalam penelitian ini terdiri dari dua variabel respon (Y) dan sepuluh variabel prediktor (X). Variabel dalam penelitian ini adalah

- a. Jumlah kasus kusta PB (Y_1).

Jumlah seluruh kasus kusta PB yang tercatat dan yang ada di wilayah kerja Puskesmas termasuk kasus yang ditemukan di Rumah Sakit tahun 2012 di kabupaten/kota di Jawa Timur.

b. Jumlah kasus kusta MB (Y_2).

Jumlah seluruh kasus kusta MB yang tercatat dan yang ada di wilayah kerja Puskesmas termasuk kasus yang ditemukan di Rumah Sakit tahun 2012 di kabupaten/kota di Jawa Timur.

Sedangkan lima variabel prediktornya adalah faktor-faktor yang berhubungan dengan penyebab dan penularan penyakit kusta.

a. Persentase penduduk miskin (X_1).

Pada umumnya penyakit kusta terdapat di negara yang sedang berkembang, dan sebagian besar penderitanya adalah dari golongan ekonomi lemah. Umumnya negara-negara endemis kusta adalah negara dengan tingkat sosial ekonomi rendah (Zulkifli, 2003).

b. Persentase rumah tangga berperilaku hidup bersih dan sehat (X_2).

Rumah tangga yang ber-Perilaku Hidup Bersih dan Sehat (PHBS) akan menciptakan lingkungan yang bersih dan sehat. Menurut Zulkifli (2003) faktor lingkungan yang sehat juga berpengaruh terhadap penularan penyakit kusta.

c. Rasio kegiatan penyuluhan kesehatan (X_3).

Penyuluhan yang diberikan pada kelompok orang yang sehat yang belum terkena penyakit kusta adalah proses peningkatan pengetahuan, kemauan, dan kemampuan masyarakat yang belum menderita sakit sehingga dapat memelihara, meningkatkan dan melindungi kesehatannya dari penyakit kusta (Hutabarat, 2008)

d. Rasio Tenaga Medis (X_4).

Pengobatan kepada penderita kusta adalah merupakan salah satu cara pemutusan mata rantai penularan (Zulkifli, 2003). Pengobatan penderita kusta ditujukan untuk mematikan kuman kusta. Jumlah tenaga medis meliputi dokter, dokter spesialis dan perawat disuatu wilayah memberikan kesempatan kepada penderita untuk mendapatkan pelayanan kesehatan yang lebih banyak dan pengobatan lebih efektif sehingga penularan penyakit bisa diminimalisir.

e. Presentase Rumah Sehat (X_5)

Rumah Sehat adalah bangunan rumah tinggal yang memenuhi syarat kesehatan yaitu memiliki jamban sehat, tempat pembuangan sampah, sarana air bersih, sarana pembuangan air limbah, ventilasi baik, kepadatan hunian rumah sesuai dan lantai rumah tidak dari tanah. Sehingga hal ini berperan sangat penting

dalam penularan penyakit. Kondisi fisik rumah yang tidak baik tertular penyakit kusta lebih besar dibandingkan orang yang tinggal dengan kondisi fisik rumah yang baik (Norlatifah, dkk, 2010).

f. Presentase penduduk yang mengobati penyakit sendiri (X_6)

Persentase penduduk yang mengobati penyakit sendiri adalah persentase penduduk dimana ketika mereka sakit mereka mengatasi penyakitnya sendiri tanpa memeriksakan ke dokter, hal tersebut menyebabkan ketidakpastian akan penyakit yang dialami (Anonim, 2010).

g. Presentase penduduk yang tidak tamat SD (X_7)

Presentase penduduk yang tidak tamat SD adalah kondisi dimana penduduk yang pernah menempuh Sekolah Dasar tetapi tidak melanjutkan sampai tamat sekolah. Hal tersebut sangat disayangkan, sebab pendidikan adalah suatu usaha untuk mengembangkan kepribadian dan kemampuan di dalam dan di luar sekolah dan berlangsung seumur hidup. Pendidikan mempengaruhi proses belajar, makin tinggi pendidikan seseorang makin mudah orang tersebut untuk menerima informasi (Erfandi, 2009).

h. Rasio penduduk yang tidak tamat SMA per 100000 penduduk (X_8)

Jumlah penduduk tidak tamat SMA adalah kondisi dimana jumlah murid yang putus sekolah ketika mereka berada pada bangku Sekolah Menengah Atas sehingga mereka tidak melanjutkan sekolah lagi. Hal tersebut seharusnya menjadi pekerjaan rumah pemerintah, sebab masyarakat harus diberdayakan, melalui pendidikan, agar dapat berperan secara efektif pada program pencegahan dan pengendalian kusta. Hal ini akan memastikan bahwa tindakan pengendalian bersifat pengikutsertaan (WHO, 1996).

i. Presentase penduduk yang melakukan keterbukaan informasi (X_9)

Informasi dini kepada masyarakat tentang penyakit ini merupakan hal yang baik untuk dilakukan. Informasi ini bertujuan untuk memberikan pemahaman tentang cara penularan dan dampak dari penyakit kusta sehingga masyarakat bisa lebih awal untuk mencegahnya. Ruslan (2013) dalam penelitiannya mengungkapkan bahwa pengetahuan merupakan salah satu faktor predisposisi untuk terbentuknya sebuah perilaku baru, dengan demikian untuk mendapatkan

pengetahuan yang baik terkait dengan perilaku pencarian pengobatan kusta pada fasilitas kesehatan diperlukan adanya informasi yang terus menerus dan berkesinambungan baik kepada penderita kusta itu sendiri maupun kepada masyarakat umum.

j. Rasio sarana kesehatan (X_{10})

Adanya sarana kesehatan adalah penting bagi masyarakat. Hal ini dikarenakan dengan banyaknya sarana kesehatan, maka jumlah pasien tidak hanya kusta akan lebih cepat mendapatkan pertolongan daripada yang memiliki sarana kesehatan sedikit, sehingga pasien harus mengantri untuk mendapatkan fasilitas kesehatan.

Definisi operasional dari masing-masing variabel dan struktur data yang digunakan akan diuraikan pada berikut ini.

Tabel 3.1 Variabel Penelitian dan Definisi Operasional

Variabel	Keterangan
Jumlah kasus kusta PB (Y_1)	Jumlah kasus kusta PB yang tercatat di tiap kabupaten/ kota di Provinsi Jawa Timur.
Jumlah kasus kusta MB (Y_2)	Jumlah kasus kusta MB yang tercatat di tiap kabupaten/ kota di Provinsi Jawa Timur.
Persentase penduduk miskin (X_1)	Hasil bagi dari jumlah penduduk yang miskin dengan jumlah penduduk secara keseluruhan di tiap kabupaten/ kota di Provinsi Jawa Timur dikali 100%.
Persentase rumah tangga berperilaku hidup bersih dan sehat (PHBS) (X_2)	Hasil bagi jumlah rumah tangga yang ber-PHBS dengan jumlah rumah tangga yang di pantau di tiap kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur dikali 100%.

Tabel 3.1 (Lanjutan)

Variabel	Keterangan
Rasio penyuluhan kesehatan per 100 penduduk (X_3)	Jumlah seluruh kegiatan penyuluhan kesehatan dibagi jumlah penduduk dikali 100.
Rasio Tenaga Medis per 100000 penduduk (X_4)	Jumlah dokter umum dan spesialis dibagi penduduk dikali 100000.
Persentase Rumah Sehat (X_5)	Hasil bagi jumlah rumah sehat dengan jumlah rumah yang diperiksa/dibina di tiap kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur dikali 100%.
Persentase penduduk yang mengobati penyakit sendiri (X_6)	Hasil bagi jumlah penduduk yang mengobati penyakit sendiri dengan jumlah penduduk di tiap kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur dikali 100%.
Persentase penduduk yang tidak tamat SD (X_7)	Hasil bagi jumlah penduduk yang tidak tamat SD dengan jumlah penduduk keseluruhan di tiap kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur dikali 100%.
Rasio penduduk yang tidak tamat SMA per 100000 penduduk (X_8)	Jumlah penduduk yang tidak tamat SMA per 100000 penduduk di tiap kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur
Persentase penduduk yang melakukan pengobatan sendiri (X_9)	Hasil bagi jumlah penduduk yang melakukan pengobatan sendiri dengan jumlah penduduk di tiap kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur dikali 100%.
Rasio sarana kesehatan (X_{10})	Jumlah penduduk per sarana kesehatan penduduk di tiap kabupaten/kota di Jawa Timur

Struktur data yang digunakan akan diuraikan pada berikut ini.

Tabel 3.2 Struktur Data Penelitian

Kab/Kota			Y_1	Y_2	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
	u_i	v_i							
1	u_1	v_1	$y_{1.1}$	$y_{2.1}$	$x_{1.1}$	$x_{2.1}$	$x_{3.1}$	$x_{4.1}$	$x_{5.1}$
2	u_2	v_2	$y_{1.2}$	$y_{2.2}$	$x_{1.2}$	$x_{2.2}$	$x_{3.2}$	$x_{4.2}$	$x_{5.2}$
3	u_3	v_3	$y_{1.3}$	$y_{2.3}$	$x_{1.3}$	$x_{2.3}$	$x_{3.3}$	$x_{4.3}$	$x_{5.3}$
4	u_4	v_4	$y_{1.4}$	$y_{2.4}$	$x_{1.4}$	$x_{2.4}$	$x_{3.4}$	$x_{4.4}$	$x_{5.4}$
5	u_5	v_5	$y_{1.5}$	$y_{2.5}$	$x_{1.5}$	$x_{2.5}$	$x_{3.5}$	$x_{4.5}$	$x_{5.5}$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
38	u_{38}	v_{38}	$y_{1.38}$	$y_{2.38}$	$x_{1.38}$	$x_{2.38}$	$x_{3.38}$	$x_{4.38}$	$x_{5.38}$

Variabel geografis yang menunjukkan lokasi masing-masing kabupaten/kota di Jawa Timur ditunjukkan oleh Garis Lintang Selatan (u_i) dan Garis Bujur Timur (v_i)

3.3 Tahap Penelitian

Langkah-langkah dalam analisis untuk setiap tujuan penelitian adalah sebagai berikut :

1. Langkah-langkah untuk mendapatkan penaksir parameter pada model MGWBNBR adalah sebagai berikut :
 - a. Mendapatkan penaksir parameter model global *Bivariate Negative Binomial Regression* (BNBR) sehingga didapatkan $\hat{\gamma}_j$
 - b. Menentukan fungsi *likelihood* dari model *Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (GWBNBR) yaitu

$$L(\tau, \beta_1(u_i, v_i), \beta_2(u_i, v_i); i=1, 2, \dots, n) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{\Gamma(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})}{\Gamma(\tau^{-1})\Gamma(y_{1i} + 1)\Gamma(y_{2i} + 1)} \mu_{1i}^{y_{1i}} \mu_{2i}^{y_{2i}} \tau^{-\tau^{-1}} (\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})^{-(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})} \right)$$

- c. Menentukan logaritma natural dari fungsi kemungkinan (*likelihood function*), kemudian mengalikan dengan pembobot geografis $w_i(u_i, v_i)$ sehingga diperoleh fungsi Q^*

$$\begin{aligned}
Q^* &= \ln L(\tau, \beta_1(u_i, v_i), \beta_2(u_i, v_i)) \\
&= \sum_{i=1}^n \left[\sum_{k=1}^{y_{1i} + y_{2i}} \ln(y_{1i} + y_{2i} + \tau^{-1} - k) + y_{1i} \ln \mu_{1i} + y_{2i} \ln \mu_{2i} - \ln \tau / \tau - (\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i}) \ln(\tau^{-1} + \mu_{1i} + \mu_{2i}) \right. \\
&\quad \left. - \ln(y_{1i}!) - \ln(y_{2i}!) \right] w_i(u_i, v_i)
\end{aligned}$$

dengan

$$\mu_{ji} = \exp(\mathbf{x}_i^T \beta_j(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{*i}^T \hat{\gamma}_j); j = 1, 2; i = 1, 2, \dots, n$$

dimana $\hat{\gamma}_j$ adalah nilai penaksir parameter γ_j dari model BNBR

- d. Menurunkan fungsi Q^* terhadap parameter $\tau, \beta_1(u_i, v_i), \beta_2(u_i, v_i)$ kemudian disamadengankan nol.
- e. Apabila langkah sebelumnya menghasilkan bentuk yang tidak *close form* maka untuk menyelesaikannya menggunakan iterasi Newton-Raphson dengan persamaan :

$$\hat{\theta}(u_i, v_i)_{(m+1)} = \hat{\theta}(u_i, v_i)_{(m)} - \mathbf{H}^{-1}(\hat{\theta}(u_i, v_i)_{(m)}) \mathbf{g}(\hat{\theta}(u_i, v_i)_{(m)})$$

dimana

$$\theta(u_i, v_i) = \left(\tau \quad \beta_1^T(u_i, v_i) \quad \beta_2^T(u_i, v_i) \right)^T$$

$$\mathbf{g}(\theta(u_i, v_i)) = \left(\frac{\partial Q^*}{\partial \tau} \quad \frac{\partial Q^*}{\partial \beta_1^T(u_i, v_i)} \quad \frac{\partial Q^*}{\partial \beta_2^T(u_i, v_i)} \right)^T$$

$$\mathbf{H}(\theta(u_i, v_i)) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \tau^2} & \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \tau \partial \beta_1(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \tau \partial \beta_2(u_i, v_i)} \\ \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_1(u_i, v_i) \partial \beta_1^T(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_1(u_i, v_i) \partial \beta_2^T(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_2(u_i, v_i) \partial \beta_2^T(u_i, v_i)} \\ \text{simetris} & & \end{bmatrix}$$

Nilai taksiran awal parameter $\hat{\theta}(u_i, v_i)_{(0)}$ menggunakan nilai taksiran

yang diperoleh dari regresi binomial negatif bivariat. Nilai $\hat{\theta}(u_i, v_i)_{(0)}$

merupakan sekumpulan penaksir parameter yang konvergen saat iterasi ke- m . Jika belum mendapatkan penaksiran parameter yang konvergen,

maka diproses kembali hingga iterasi ke $m = m + 1$. Iterasi akan berhenti apabila nilai dari $\left\| \hat{\theta}(u_i, v_i)_{(m+1)} - \hat{\theta}(u_i, v_i)_{(m)} \right\| < \varepsilon, \varepsilon > 0$ dan sangat kecil.

2. Langkah-langkah untuk mendapatkan statistik uji pada model GWBNBR adalah sebagai berikut :

a. Melakukan pengujian kesamaan model MGWBNBR dengan model GWBNBR untuk menguji signifikansi faktor geografis terhadap parameter lokal yang dihasilkan. Hipotesis yang digunakan dalam pengujian ini adalah

1) Membuat hipotesis

$$H_0 : (\beta_{jl}(u_i, v_i), \gamma_{jp}) = (\beta_{jl}(u_i, v_i), \gamma_{jp}(u_i, v_i)); i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2; \\ l = 1, 2, \dots, k^*; p = (k^* + 1), (k^* + 2), \dots, k$$

(tidak ada perbedaan yang signifikan antara model GWBNBR dengan MGWBNBR)

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } (\beta_{jl}(u_i, v_i), \gamma_{jp}) \neq (\beta_{jl}(u_i, v_i), \gamma_{jp}(u_i, v_i))$$

(ada perbedaan yang signifikan antara model GWBNBR dengan MGWBNBR)

2) Menentukan nilai devians model GWBNBR dan MGWBNBR

3) Membandingkan nilai devians model GWBNBR dan MGWBNBR

4) Menentukan kriteria penolakan H_0

b. Melakukan pengujian secara serentak parameter MGWBNBR

1) Membuat hipotesis

$$H_0 : \beta_{j1}(u_i, v_i) = \beta_{j2}(u_i, v_i) = \dots = \beta_{jk^*}(u_i, v_i) = \gamma_{j, (k^*+1)} = \dots = \gamma_{jk} = 0 \\ i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2; l = 1, 2, \dots, k^*; p = (k^* + 1), (k^* + 2), \dots, k$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_{jl}(u_i, v_i) \neq 0 \text{ atau } \gamma_{jp} \neq 0$$

2) Menentukan himpunan parameter-parameter dibawah $H_0(\omega)$

3) Membuat fungsi likelihood dibawah $H_0(L(\omega))$

4) Menentukan himpunan parameter-parameter dibawah populasi (Ω)

5) Membuat fungsi *likelihood* di bawah populasi $(L(\Omega))$

- 6) Menentukan statistik uji dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT)

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) \\ = 2(\ln L(\hat{\Omega}) - \ln L(\hat{\omega}))$$

- 7) Menentukan kriteria penolakan H_0

$$H_0 \text{ ditolak jika nilai } D(\hat{\beta}) > \chi^2_{(\alpha; \nu)}$$

- c. Melakukan pengujian secara parsial parameter variabel prediktor global

$x_p (k^* + 1 \leq p \leq k)$ pada MGWBNBR

- 1) Membuat hipotesis

$$H_0 : \gamma_{jp} = 0 \text{ (variabel global } x_p \text{ tidak signifikan)}$$

$$H_1 : \gamma_{jp} \neq 0; j = 1, 2; p = (k^* + 1), (k^* + 2), \dots, k \text{ (variabel global } x_p \text{ signifikan)}$$

- 2) Menentukan statistik uji

$$z = \frac{\hat{\gamma}_{jp}}{se(\hat{\gamma}_{jp})}$$

- 3) Menentukan kriteria penolakan H_0

$$H_0 \text{ ditolak jika } |z_{hitung}| > z_{\alpha/2}$$

- d. Melakukan pengujian secara parsial parameter variabel prediktor lokal

$x_l (1 \leq l \leq k^*)$ pada MGWBNBR

- 1) Membuat hipotesis

$$H_0 : \beta_{jl}(u_i, v_i) = 0 \text{ (variabel lokal } x_l \text{ pada lokasi ke- } i \text{ tidak signifikan)}$$

$$H_1 : \beta_{jl}(u_i, v_i) \neq 0; j = 1, 2; l = 1, 2, \dots, k^* \text{ (variabel lokal } x_l \text{ pada lokasi ke-} i \text{ signifikan)}$$

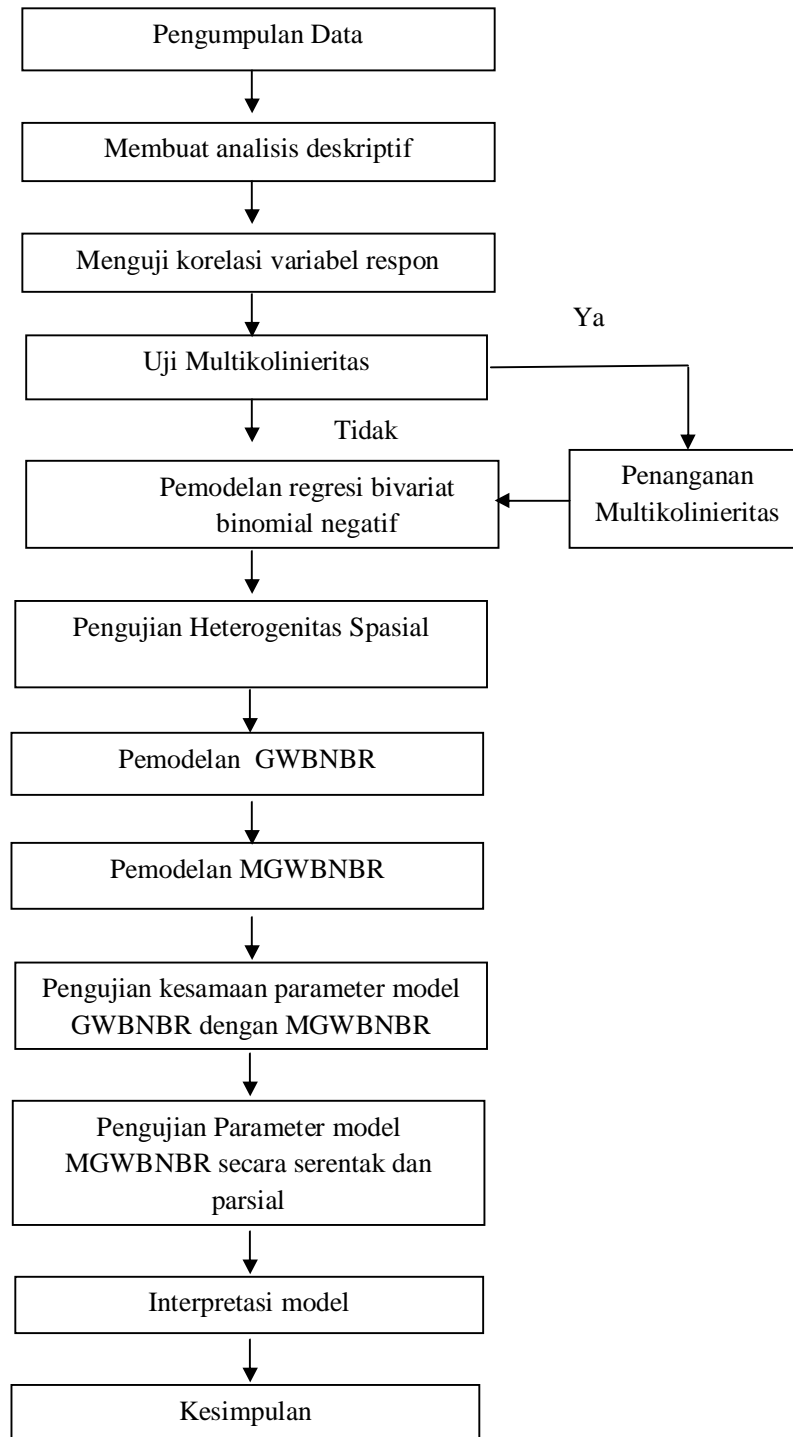
- 2) Menentukan statistik uji

$$z = \frac{\hat{\beta}_{jl}(u_i, v_i)}{se(\hat{\beta}_{jl}(u_i, v_i))}$$

- 3) Menentukan kriteria penolakan H_0

$$H_0 \text{ ditolak jika } |z_{hitung}| > z_{\alpha/2}$$

3. Langkah-langkah untuk menentukan faktor-faktor yang berpengaruh terhadap penyakit kusta PB dan kusta MB dengan pendekatan model MGWBNBR adalah sebagai berikut :
 - a. Membuat analisis deskriptif terhadap variabel respon dan variabel prediktor.
 - b. Menguji korelasi untuk variabel respon.
 - c. Mendeteksi kasus multikolinearitas dari variabel prediktor dengan menggunakan kriteria uji VIF.
 - d. Memodelkan dengan BNBR.
 - e. Heterogenitas Spasial.
 - f. Membentuk matrik pembobot spasial.
 - g. Memodelkan dengan GWBNBR, diseleksi variabel bebas yang berpengaruh secara global
 - h. Memodelkan dengan MGWBNBR.
 - i. Melakukan Pengujian kesamaan parameter model MGWBNBR dengan GWBNBR
 - j. Melakukan pengujian hipotesis serentak dan parsial untuk model MGWBNBR.
 - k. Melakukan interpretasi model yang didapatkan.
 - l. Membuat kesimpulan dari hasil analisis.



Gambar 3.2 Diagram Alir Penelitian

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB 4

HASIL DAN PEMBAHASAN

Bagian awal bab ini akan membahas tentang proses penaksiran parameter pada model MGWBNBR. Pembahasan selanjutnya yaitu pembentukan statistik uji pada pengujian parameter model MGWBNBR baik secara simultan maupun secara parsial. Model MGWBNBR kemudian akan digunakan dalam pemodelan jumlah kasus kusta PB dan MB di Provinsi Jawa Timur tahun 2012 serta mencari faktor-faktor yang mempengaruhinya.

4.1 Penaksiran Parameter Model MGWBNBR

Penaksiran parameter model MGWBNBR dilakukan dengan menggunakan metode *Maksimum Likelihood Estimation* (MLE). Langkah pertama dalam penaksiran parameter model MGWBNBR adalah mendapatkan penaksir parameter model global (BNBR) yaitu $\hat{\gamma}_j$. Langkah-langkah dalam mendapatkan penaksir parameter $\hat{\gamma}_j$ terdapat dalam BAB 2.

Langkah selanjutnya yaitu membuat fungsi *likelihood* model GWBNBR sebagai berikut

$$L(\tau, \beta_1(u_i, v_i), \beta_2(u_i, v_i); i=1, 2, \dots, n) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{\Gamma(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})}{\Gamma(\tau^{-1})\Gamma(y_{1i}+1)\Gamma(y_{2i}+1)} \mu_{1i}^{y_{1i}} \mu_{2i}^{y_{2i}} \tau^{-\tau^{-1}} (\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})^{-(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})} \right)$$

dengan fungsi Gamma menurut Gurmu (1991) sebagai berikut :

$$\frac{\Gamma(\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i})}{\Gamma(\tau^{-1})} = \prod_{k=1}^{y_{1i} + y_{2i}} (y_{1i} + y_{2i} + \tau^{-1} - k)$$

Selanjutnya fungsi *likelihood* untuk pengamatan lokasi ke- i tersebut diubah dalam bentuk logaritma natural, kemudian mengalikan dengan pembobot geografis $w_i(u_i, v_i)$ sehingga menjadi :

$$Q^* = \ln L(\tau, \beta_1(u_i, v_i), \beta_2(u_i, v_i)) = \sum_{i=1}^n \left[\sum_{k=1}^{y_{1i} + y_{2i}} \ln(y_{1i} + y_{2i} + \tau^{-1} - k) + y_{1i} \ln \mu_{1i} + y_{2i} \ln \mu_{2i} - \ln \tau / \tau \right. \\ \left. - (\tau^{-1} + y_{1i} + y_{2i}) \ln(\tau^{-1} + \mu_{1i} + \mu_{2i}) - \ln(y_{1i}!) - \ln(y_{2i}!) \right] w_i(u_i, v_i) \quad (4.1)$$

dengan

$$\mu_{1i} = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{*i}^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}_1) \text{ dan } \mu_{2i} = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{*i}^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}_2) \quad (4.2)$$

dimana $\hat{\boldsymbol{\gamma}}_j$ adalah nilai penaksir parameter $\boldsymbol{\gamma}_j$ dari model BNBR.

a. Turunan pertama dari logaritma fungsi likelihood terhadap $\boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)$

Q^* diturunkan terhadap $\boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)$

$$\frac{\partial Q^*}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} = \frac{\partial Q^*}{\partial \mu_{1i^*}} \cdot \frac{\partial \mu_{1i^*}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} \quad (4.3)$$

Q^* diturunkan terhadap μ_{1i^*}

$$\frac{\partial Q^*}{\partial \mu_{1i^*}} = \sum_{i^*=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\frac{y_{1i^*}}{\mu_{1i^*}} - \frac{(\tau^{-1} + y_{1i^*} + y_{2i^*})}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})} \right] \quad (4.4)$$

μ_{1i^*} diturunkan terhadap $\boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)$

$$\frac{\partial \mu_{1i^*}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} = \exp(\mathbf{x}_{i^*}^T \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{*i^*}^T \boldsymbol{\gamma}_1) \mathbf{x}_{i^*}^T = \mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T \quad (4.5)$$

dengan mensubstitusikan persamaan (4.4) dan (4.5) ke persamaan (4.3) sehingga turunan pertama logaritma fungsi *likelihood* terhadap $\boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)$ adalah

$$\begin{aligned} \frac{\partial Q^*}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} &= \sum_{i^*=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\left(\frac{y_{1i^*}}{\mu_{1i^*}} - \frac{(\tau^{-1} + y_{1i^*} + y_{2i^*})}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})} \right) \cdot \mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T \right] \\ \frac{\partial Q^*}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} &= \sum_{i^*=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[y_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T - \frac{(\tau^{-1} + y_{1i^*} + y_{2i^*}) \mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})} \right] \\ \frac{\partial Q^*}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} &= \sum_{i^*=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\frac{y_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T (\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*}) - (\tau^{-1} + y_{1i^*} + y_{2i^*}) \mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})} \right] \\ \frac{\partial Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} &= \sum_{i=1}^n w_i(u_i, v_i) \left[\frac{(\tau^{-1} y_{1i} \mathbf{x}_i^T + \mu_{1i} y_{1i} \mathbf{x}_i^T + \mu_{2i} y_{1i} \mathbf{x}_i^T) - (\tau^{-1} \mu_{1i} \mathbf{x}_i^T + y_{1i} \mu_{1i} \mathbf{x}_i^T + y_{2i} \mu_{1i} \mathbf{x}_i^T)}{(\tau^{-1} + \mu_{1i} + \mu_{2i})} \right] \\ \frac{\partial Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} &= \sum_{i=1}^n w_i(u_i, v_i) \left[\frac{(\tau^{-1} y_{1i} \mathbf{x}_i^T + \mu_{2i} y_{1i} \mathbf{x}_i^T) - (\tau^{-1} \mu_{1i} \mathbf{x}_i^T + y_{2i} \mu_{1i} \mathbf{x}_i^T)}{(\tau^{-1} + \mu_{1i} + \mu_{2i})} \right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial Q}{\partial \beta_1(u_i, v_i)} &= \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\frac{y_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T \tau^{-1} + y_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T \mu_{2i^*} - \mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T \tau^{-1} - \mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T y_{2i^*}}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})} \right] \\
\frac{\partial Q}{\partial \beta_1(u_i, v_i)} &= \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\frac{y_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T \tau^{-1} - \mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T \tau^{-1}}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})} \right] \\
\frac{\partial Q}{\partial \beta_1(u_i, v_i)} &= \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\frac{y_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T - \mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T}{\tau(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})} \right] \\
\frac{\partial Q}{\partial \beta_1(u_i, v_i)} &= \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\frac{(y_{1i^*} - \mu_{1i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T}{(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})} \right] \tag{4.6}
\end{aligned}$$

b. Turunan pertama dari logaritma fungsi *likelihood* terhadap $\beta_2(u_i, v_i)$

Q^* diturunkan terhadap $\beta_2(u_i, v_i)$

$$\frac{\partial Q^*}{\partial \beta_2(u_i, v_i)} = \frac{\partial Q^*}{\partial \mu_{2i^*}} \cdot \frac{\partial \mu_{2i^*}}{\partial \beta_2(u_i, v_i)} \tag{4.7}$$

Q^* diturunkan terhadap μ_{2i^*}

$$\frac{\partial Q^*}{\partial \mu_{2i^*}} = \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\frac{y_{2i^*}}{\mu_{2i^*}} - \frac{(\tau^{-1} + y_{1i^*} + y_{2i^*})}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})} \right] \tag{4.8}$$

μ_{2i^*} diturunkan terhadap $\beta_2(u_i, v_i)$

$$\frac{\partial \mu_{2i^*}}{\partial \beta_2(u_i, v_i)} = \exp(\mathbf{x}_{i^*}^T \beta_2(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{*i^*}^T \gamma_2) \mathbf{x}_{i^*}^T = \mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T \tag{4.9}$$

dengan mensubstitusikan persamaan (4.8) dan (4.9) ke persamaan (4.7) sehingga

turunan pertama logaritma fungsi *likelihood* terhadap $\beta_2(u_i, v_i)$ adalah

$$\begin{aligned}
\frac{\partial Q^*}{\partial \beta_2(u_i, v_i)} &= \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\left(\frac{y_{2i^*}}{\mu_{2i^*}} - \frac{(\tau^{-1} + y_{1i^*} + y_{2i^*})}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})} \right) \cdot \mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T \right] \\
\frac{\partial Q^*}{\partial \beta_2(u_i, v_i)} &= \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[y_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T - \frac{(\tau^{-1} + y_{1i^*} + y_{2i^*}) \mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})} \right] \\
\frac{\partial Q^*}{\partial \beta_2(u_i, v_i)} &= \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\frac{y_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T (\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*}) - (\tau^{-1} + y_{1i^*} + y_{2i^*}) \mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})} \right]
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial Q^*}{\partial \mathbf{p}_2(u_i, v_i)} &= \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\frac{(\tau^{-1} y_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T + \mu_{1i'} y_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T + \mu_{2i'} y_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T) - (\tau^{-1} \mu_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T + y_{1i'} \mu_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T + y_{2i'} \mu_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T)}{(\tau^{-1} + \mu_{1i'} + \mu_{2i'})} \right] \\
\frac{\partial Q^*}{\partial \mathbf{p}_2(u_i, v_i)} &= \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\frac{(\tau^{-1} y_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T + \mu_{1i'} y_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T) - (\tau^{-1} \mu_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T + y_{1i'} \mu_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T)}{(\tau^{-1} + \mu_{1i'} + \mu_{2i'})} \right] \\
\frac{\partial Q^*}{\partial \mathbf{p}_2(u_i, v_i)} &= \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\frac{y_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T \tau^{-1} + y_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T \mu_{1i'} - \mu_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T \tau^{-1} - \mu_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T y_{1i'}}{(\tau^{-1} + \mu_{1i'} + \mu_{2i'})} \right] \\
\frac{\partial Q^*}{\partial \mathbf{p}_2(u_i, v_i)} &= \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\frac{y_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T \tau^{-1} - \mu_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T \tau^{-1}}{(\tau^{-1} + \mu_{1i'} + \mu_{2i'})} \right] \\
\frac{\partial Q^*}{\partial \mathbf{p}_2(u_i, v_i)} &= \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\frac{y_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T - \mu_{2i'} \mathbf{x}_{i'}^T}{\tau (\tau^{-1} + \mu_{1i'} + \mu_{2i'})} \right] \\
\frac{\partial Q^*}{\partial \mathbf{p}_2(u_i, v_i)} &= \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\frac{(y_{2i'} - \mu_{2i'}) \mathbf{x}_{i'}^T}{(1 + \tau \mu_{1i'} + \tau \mu_{2i'})} \right] \tag{4.10}
\end{aligned}$$

c. Turunan pertama dari logaritma fungsi *likelihood* terhadap parameter dispersi τ adalah

Q^* diturunkan terhadap τ

$$\frac{\partial Q^*}{\partial \tau} = \sum_{i'=1}^n \left[\frac{\partial a}{\partial \tau} - \frac{\partial b}{\partial \tau} - \frac{\partial c}{\partial \tau} \right] \tag{4.11}$$

misalkan

$$a = \sum_{k=1}^{y_{1i'} + y_{2i'}} \ln(1 + \tau y_{1i'} + \tau y_{2i'} - \tau k)$$

$$b = \frac{\ln(1 + \tau \mu_{1i'} + \tau \mu_{2i'})}{\tau}$$

$$c = (y_{1i'} + y_{2i'}) \ln(1 + \tau \mu_{1i'} + \tau \mu_{2i'})$$

sehingga diperoleh

$$\frac{\partial a}{\partial \tau} = \frac{\partial \left(\sum_{k=1}^{y_{1i'} + y_{2i'}} \ln(1 + \tau y_{1i'} + \tau y_{2i'} - \tau k) \right)}{\partial \tau}$$

$$\frac{\partial a}{\partial \tau} = \sum_{k=1}^{y_{1i^*} + y_{2i^*}} w_{i^*}(u_i, v_i) \left(\frac{(y_{1i^*} + y_{2i^*} - k)}{(1 + \tau y_{1i^*} + \tau y_{2i^*} - \tau k)} \right) \quad (4.12)$$

$$\frac{\partial b}{\partial \tau} = \frac{\partial \left(\frac{\ln(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})}{\tau} \right)}{\partial \tau}$$

$$\frac{\partial b}{\partial \tau} = \frac{v u' - v' u}{v^2}$$

misalkan

$$u = \ln(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})$$

$$v = \tau$$

$$u' = \frac{(\mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})}{(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})}$$

$$v' = 1$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial b}{\partial \tau} &= \frac{\frac{\tau(\mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})}{(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})} - \ln(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})}{\tau^2} \\ \frac{\partial b}{\partial \tau} &= \frac{(\mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})}{\tau(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})} - \frac{\ln(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})}{\tau^2} \end{aligned} \quad (4.13)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial c}{\partial \tau} &= \frac{\partial((y_{1i^*} + y_{2i^*}) \ln(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*}))}{\partial \tau} \\ \frac{\partial c}{\partial \tau} &= \frac{(y_{1i^*} + y_{2i^*})(\mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})}{(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})} \end{aligned} \quad (4.14)$$

Dengan mensubstitusikan persamaan (4.12), (4.13) dan (4.14) ke persamaan (4.11) sehingga turunan pertama logaritma fungsi *likelihood* terhadap parameter dispersi τ adalah

$$\begin{aligned} \frac{\partial Q^*}{\partial \tau} &= \sum_{i^*=1}^n \left[\sum_{k=1}^{y_{1i^*} + y_{2i^*}} w_{i^*}(u_i, v_i) \left(\frac{(y_{1i^*} + y_{2i^*} - k)}{(1 + \tau y_{1i^*} + \tau y_{2i^*} - \tau k)} \right) - \frac{(\mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})}{\tau(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})} + \frac{\ln(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})}{\tau^2} + \right. \\ &\quad \left. - \frac{(y_{1i^*} + y_{2i^*})(\mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})}{(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})} \right] \end{aligned}$$

$$\frac{\partial Q^*}{\partial \tau} = \sum_{i'=1}^n \left[\sum_{k=1}^{y_{1i'}+y_{2i'}} w_{i'}(u_i, v_i) \left(\frac{(y_{1i'}+y_{2i'}-k)}{(1+\tau y_{1i'}+\tau y_{2i'}-\tau k)} \right) + \frac{\ln(1+\tau \mu_{1i'}+\tau \mu_{2i'})}{\tau^2} - \frac{(\mu_{1i'}+\mu_{2i'})}{\tau(1+\tau \mu_{1i'}+\tau \mu_{2i'})} + \right. \\ \left. - \frac{\tau(y_{1i'}+y_{2i'})(\mu_{1i'}+\mu_{2i'})}{\tau(1+\tau \mu_{1i'}+\tau \mu_{2i'})} \right]$$

$$\frac{\partial Q^*}{\partial \tau} = \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\sum_{k=1}^{y_{1i'}+y_{2i'}} \left(\frac{(y_{1i'}+y_{2i'}-k)}{(1+\tau y_{1i'}+\tau y_{2i'}-\tau k)} \right) + \frac{\ln(1+\tau \mu_{1i'}+\tau \mu_{2i'})}{\tau^2} + \right. \\ \left. - \frac{(\mu_{1i'}+\mu_{2i'})}{\tau(1+\tau \mu_{1i'}+\tau \mu_{2i'})} - \frac{\tau(y_{1i'}+y_{2i'})(\mu_{1i'}+\mu_{2i'})}{\tau(1+\tau \mu_{1i'}+\tau \mu_{2i'})} \right]$$

$$\frac{\partial Q^*}{\partial \tau} = \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\sum_{k=1}^{y_{1i'}+y_{2i'}} \left(\frac{(y_{1i'}+y_{2i'}-k)}{(1+\tau y_{1i'}+\tau y_{2i'}-\tau k)} \right) + \frac{\ln(1+\tau \mu_{1i'}+\tau \mu_{2i'})}{\tau^2} + \right. \\ \left. - \frac{((\mu_{1i'}+\mu_{2i'})+(\tau(y_{1i'}+y_{2i'})(\mu_{1i'}+\mu_{2i'})))}{\tau(1+\tau \mu_{1i'}+\tau \mu_{2i'})} \right]$$

$$\frac{\partial Q^*}{\partial \tau} = \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\sum_{k=1}^{y_{1i'}+y_{2i'}} \left(\frac{(y_{1i'}+y_{2i'}-k)}{(1+\tau y_{1i'}+\tau y_{2i'}-\tau k)} \right) + \frac{\ln(1+\tau \mu_{1i'}+\tau \mu_{2i'})}{\tau^2} + \right. \\ \left. - \frac{(\mu_{1i'}+\mu_{2i'})(-(\tau y_{1i'}+\tau y_{2i'})(\mu_{1i'}+\mu_{2i'}))}{\tau(1+\tau \mu_{1i'}+\tau \mu_{2i'})} \right]$$

$$\frac{\partial Q^*}{\partial \tau} = \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\sum_{k=1}^{y_{1i'}+y_{2i'}} \left(\frac{(y_{1i'}+y_{2i'}-k)}{(1+\tau y_{1i'}+\tau y_{2i'}-\tau k)} \right) + \frac{\ln(1+\tau \mu_{1i'}+\tau \mu_{2i'})}{\tau^2} \right. \\ \left. - \frac{(\mu_{1i'}+\mu_{2i'})(1+\tau y_{1i'}+\tau y_{2i'})}{\tau(1+\tau \mu_{1i'}+\tau \mu_{2i'})} \right]$$

$$\frac{\partial Q^*}{\partial \tau} = \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\sum_{k=1}^{y_{1i'}+y_{2i'}} \left(\frac{(y_{1i'}+y_{2i'}-k)}{(1+\tau y_{1i'}+\tau y_{2i'}-\tau k)} \right) + \frac{\ln(1+\tau \mu_{1i'}+\tau \mu_{2i'})}{\tau^2} - \frac{(\mu_{1i'}+\mu_{2i'})}{\tau} \right] \quad (4.15)$$

Turunan parsial kedua logaritma fungsi *likelihood* terhadap parameter $\beta_j(u_i, v_i)$ adalah

d. Turunan kedua $(\partial^2 Q^* / \partial \beta_1(u_i, v_i) \partial \beta_1^T(u_i, v_i))$ sebagai berikut :

$$\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_1(u_i, v_i) \partial \beta_1^T(u_i, v_i)} = \frac{\partial(\partial Q^* / \partial \beta_1(u_i, v_i))}{\partial \beta_1^T(u_i, v_i)} = \frac{\partial(\partial Q^* / \partial \beta_1(u_i, v_i))}{\partial \mu_{1i^*}} \cdot \frac{\partial \mu_{1i^*}}{\partial \beta_1^T(u_i, v_i)} \quad (4.16)$$

$$\frac{\partial \mu_{1i^*}}{\partial \beta_1^T(u_i, v_i)} = \exp(\mathbf{x}_i^T \beta_1(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{*i^*}^T \gamma_1) \mathbf{x}_{i^*} = \mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*} \quad (4.17)$$

$$\frac{\partial(\partial Q^* / \partial \beta_1(u_i, v_i))}{\partial \mu_{1i^*}} = \frac{v u' - v' u}{v^2}$$

misalkan

$$u = (y_{1i^*} - \mu_{1i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T$$

$$v = (1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})$$

$$u' = -\mathbf{x}_{i^*}^T$$

$$v' = \tau$$

$$\frac{\partial(\partial Q^* / \partial \beta_1(u_i, v_i))}{\partial \mu_{1i^*}} = \sum_{i^*=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\frac{\left((1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*}) (-\mathbf{x}_{i^*}^T) \right) - \tau \left((y_{1i^*} - \mu_{1i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T \right)}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})^2} \right] \quad (4.17)$$

Dengan mensubstitusikan persamaan (4.16) dan (4.17) ke persamaan (4.15) sehingga diperoleh turunan parsial kedua $(\partial^2 Q^* / \partial \beta_1 \partial \beta_1^T)$ dari logaritma fungsi *likelihood* adalah :

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_1(u_i, v_i) \partial \beta_1^T(u_i, v_i)} &= \sum_{i^*=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\left(\frac{\left((1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*}) (-\mathbf{x}_{i^*}^T) \right) - \tau \left((y_{1i^*} - \mu_{1i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T \right)}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})^2} \right) \cdot \mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*} \right] \\ \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_1(u_i, v_i) \partial \beta_1^T(u_i, v_i)} &= \sum_{i^*=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\left(\frac{\left((1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*}) (-\mathbf{x}_{i^*}^T) (\mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}) \right) - \tau \left((y_{1i^*} - \mu_{1i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T (\mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}) \right)}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})^2} \right) \right] \\ \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_1(u_i, v_i) \partial \beta_1^T(u_i, v_i)} &= \sum_{i^*=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\left(\frac{\left((1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*}) (-\mathbf{x}_{i^*}^T) (\mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}) \right)}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})^2} - \frac{\tau \left((y_{1i^*} - \mu_{1i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T (\mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}) \right)}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})^2} \right) \right] \\ \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_1(u_i, v_i) \partial \beta_1^T(u_i, v_i)} &= \sum_{i^*=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\left(\frac{\left((-\mathbf{x}_{i^*}^T) (\mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}) \right)}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})} - \frac{\tau \left((y_{1i^*} - \mu_{1i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T (\mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}) \right)}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})^2} \right) \right] \\ \frac{\partial^2 Q}{\partial \beta_1(u_i, v_i) \partial \beta_1^T(u_i, v_i)} &= \sum_{i^*=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\left(\frac{\mu_{1i^*}}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})} \frac{\left((y_{1i^*} - \mu_{1i^*}) \mu_{1i^*} \tau \right)}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})^2} \right) \left(\mathbf{x}_{i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T \right) \right] \quad (4.18) \end{aligned}$$

e. Turunan kedua $(\partial^2 Q^* / \partial \beta_2(u_i, v_i) \partial \beta_2^T(u_i, v_i))$ sebagai berikut :

$$\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_2(u_i, v_i) \partial \beta_2^T(u_i, v_i)} = \frac{\partial(\partial Q^* / \partial \beta_2(u_i, v_i))}{\partial \beta_2^T(u_i, v_i)} = \frac{\partial(\partial Q^* / \partial \beta_2(u_i, v_i))}{\partial \mu_{2i^*}} \cdot \frac{\partial \mu_{2i^*}}{\partial \beta_2^T(u_i, v_i)} \quad (4.19)$$

$$\frac{\partial \mu_{2i^*}}{\partial \beta_2^T(u_i, v_i)} = \exp(\mathbf{x}_i^T \beta_2(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{*i^*}^T \gamma_2) \mathbf{x}_{i^*} = \mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*} \quad (4.20)$$

$$\frac{\partial(\partial Q^* / \partial \beta_2(u_i, v_i))}{\partial \mu_{2i^*}} = \frac{vu' - v'u}{v^2}$$

misalkan

$$u = (y_{2i^*} - \mu_{2i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T$$

$$v = (1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})$$

$$u' = -\mathbf{x}_{i^*}^T$$

$$v' = \tau$$

$$\frac{\partial(\partial Q^* / \partial \beta_2(u_i, v_i))}{\partial \mu_{2i^*}} = \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\frac{((1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})(-\mathbf{x}_{i^*}^T)) - \tau((y_{2i^*} - \mu_{2i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T)}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})^2} \right] \quad (4.21)$$

dengan mensubstitusikan persamaan (4.20) dan (4.21) ke persamaan (4.19) sehingga diperoleh turunan kedua $(\partial^2 Q^* / \partial \beta_2(u_i, v_i) \partial \beta_2^T(u_i, v_i))$ dari logaritma fungsi *likelihood* sebagai berikut:

$$\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_2(u_i, v_i) \partial \beta_2^T(u_i, v_i)} = \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\left(\frac{((1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})(-\mathbf{x}_{i^*}^T)) - \tau((y_{2i^*} - \mu_{2i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T)}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})^2} \right) \cdot \mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*} \right]$$

$$\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_2(u_i, v_i) \partial \beta_2^T(u_i, v_i)} = \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\left(\frac{((1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})(-\mathbf{x}_{i^*}^T)(\mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*})) - \tau((y_{2i^*} - \mu_{2i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T)(\mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*})}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})^2} \right) \right]$$

$$\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_2(u_i, v_i) \partial \beta_2^T(u_i, v_i)} = \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\left(\frac{((1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})(-\mathbf{x}_{i^*}^T)(\mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*}))}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})^2} - \frac{\tau((y_{2i^*} - \mu_{2i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T)(\mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*})}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})^2} \right) \right] \quad (4.22)$$

$$\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_2(u_i, v_i) \partial \beta_2^T(u_i, v_i)} = \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\left(\frac{((- \mathbf{x}_{i^*}^T)(\mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*}))}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})} - \frac{\tau((y_{2i^*} - \mu_{2i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T)(\mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*})}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})^2} \right) \right]$$

$$\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \mathbf{p}_2(u_i, v_i) \partial \mathbf{p}_2^T(u_i, v_i)} = \sum_{i=1}^n w_i(u_i, v_i) \left[\frac{\mu_{2i^*}}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})} - \frac{((y_{2i^*} - \mu_{2i^*}) \mu_{2i^*} \tau)}{(\tau^{-1} + \mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})^2} \right] (\mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T) \quad (4.22)$$

f. Turunan parsial kedua logaritma fungsi *likelihood* terhadap parameter dispersi τ adalah

$$\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \tau^2} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial a}{\partial \tau} - \frac{\partial b}{\partial \tau} - \frac{\partial c}{\partial \tau} \right) \quad (4.23)$$

$$\frac{\partial Q^*}{\partial \tau} = \sum_{i=1}^n w_i(u_i, v_i) \left[\sum_{k=1}^{y_{1i^*} + y_{2i^*}} \left(\frac{(y_{1i^*} + y_{2i^*} - k)}{(1 + \tau y_{1i^*} + \tau y_{2i^*} - \tau k)} \right) + \frac{\ln(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})}{\tau^2} - \frac{(\mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})}{\tau} \right]$$

misalkan

$$\begin{aligned} a &= \sum_{k=1}^{y_{1i^*} + y_{2i^*}} w_i(u_i, v_i) \left(\frac{(y_{1i^*} + y_{2i^*} - k)}{(1 + \tau y_{1i^*} + \tau y_{2i^*} - \tau k)} \right) \\ b &= \frac{\ln(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})}{\tau^2} \\ c &= \frac{(\mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})}{\tau} \\ \frac{\partial a}{\partial \tau} &= \sum_{k=1}^{y_{1i^*} + y_{2i^*}} w_i(u_i, v_i) \left(- \frac{(y_{1i^*} + y_{2i^*} - k)(y_{1i^*} + y_{2i^*} - k)}{(1 + \tau y_{1i^*} + \tau y_{2i^*} - \tau k)^2} \right) \\ \frac{\partial a}{\partial \tau} &= \sum_{k=1}^{y_{1i^*} + y_{2i^*}} w_i(u_i, v_i) \left(- \frac{(y_{1i^*} + y_{2i^*} - k)^2}{(1 + \tau y_{1i^*} + \tau y_{2i^*} - \tau k)^2} \right) \\ \frac{\partial b}{\partial \tau} &= \frac{\partial \left(\frac{\ln(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})}{\tau^2} \right)}{\partial \tau} \\ \frac{\partial b}{\partial \tau} &= \frac{v u' - v' u}{v^2} \end{aligned} \quad (4.24)$$

misalkan

$$u = \ln(1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})$$

$$v = \tau^2$$

$$u' = \frac{(\mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})}{(1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})}$$

$$v' = 2\tau$$

$$\frac{\partial b}{\partial \tau} = \frac{\tau^2 \frac{(\mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})}{(1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})} - 2\tau \ln(1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})}{(\tau^2)^2}$$

$$\frac{\partial b}{\partial \tau} = \frac{\tau^2 \frac{(\mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})}{(1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})} - 2\tau \ln(1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})}{\tau^4}$$

$$\frac{\partial b}{\partial \tau} = \frac{\tau^2 (\mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})}{\tau^4 (1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})} - \frac{2\tau \ln(1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})}{\tau^4}$$

$$\frac{\partial b}{\partial \tau} = \frac{(\mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})}{\tau^2 (1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})} - \frac{2 \ln(1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})}{\tau^3} \quad (4.25)$$

$$\frac{\partial c}{\partial \tau} = -(\mu_{1i^*} + \mu_{2i^*}) \quad (4.26)$$

dengan mensubstitusikan persamaan (4.24), (4.25) dan (4.26) ke persamaan (4.23) sehingga diperoleh turunan parsial kedua $(\partial^2 Q^* / \partial \tau^2)$ dari logaritma fungsi *likelihood* sebagai berikut :

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \tau^2} = \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) & \left[\sum_{k=1}^{y_{1i^*} + y_{2i^*}} \left(-\frac{(y_{1i^*} + y_{2i^*} - k)^2}{(1 + \tau y_{1i^*} + \tau y_{2i^*} - \tau k)^2} \right) - \frac{(\mu_{1i^*} + \mu_{2i^*})}{\tau^2 (1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})} \right. \\ & \left. + \frac{2 \ln(1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})}{\tau^3} + (\mu_{1i^*} + \mu_{2i^*}) \right] \end{aligned} \quad (4.27)$$

g. Turunan kedua $(\partial^2 Q^* / \partial \beta_1(u_i, v_i) \partial \beta_2^T(u_i, v_i))$ sebagai berikut :

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_1(u_i, v_i) \partial \beta_2^T(u_i, v_i)} &= \frac{\partial(\partial Q^* / \partial \beta_1(u_i, v_i))}{\partial \beta_2^T(u_i, v_i)} = \frac{\partial(\partial Q^* / \partial \beta_1(u_i, v_i))}{\partial \mu_{2i^*}} \cdot \frac{\partial \mu_{2i^*}}{\partial \beta_2^T(u_i, v_i)} \quad (4.27) \\ \frac{\partial(\partial Q^* / \partial \beta_1(u_i, v_i))}{\partial \mu_{2i^*}} &= \frac{vu' - v'u}{v^2} \end{aligned}$$

misalkan

$$u = (y_{1i^*} - \mu_{1i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T$$

$$u' = 0$$

$$v = (1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})$$

$$v' = \tau$$

$$\frac{\partial(\partial Q^*/\partial \beta_1(u_i, v_i))}{\partial \mu_{2i^*}} = \sum_{i^*=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\frac{(y_{1i^*} - \mu_{1i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T (-1) \tau}{(1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})^2} \right] \quad (4.28)$$

$$\frac{\partial \mu_{2i^*}}{\partial \beta_2^T(u_i, v_i)} = \exp(\mathbf{x}_{i^*}^T \beta_2(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{i^*}^T \gamma_2) \mathbf{x}_{i^*} = \mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*} \quad (4.29)$$

dengan mensubstitusikan persamaan (4.28) dan (4.29) ke persamaan (4.27) sehingga diperoleh turunan kedua $(\partial^2 Q^*/\partial \beta_1(u_i, v_i) \partial \beta_2^T(u_i, v_i))$ dari logaritma fungsi likelihood sebagai berikut :

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_1(u_i, v_i) \partial \beta_2^T(u_i, v_i)} &= \sum_{i^*=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\left(\frac{(y_{1i^*} - \mu_{1i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T (-1) \tau}{(1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})^2} \right) \cdot \mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*} \right] \\ \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_1(u_i, v_i) \partial \beta_2^T(u_i, v_i)} &= \sum_{i^*=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[- \frac{(y_{1i^*} - \mu_{1i^*}) \mathbf{x}_{i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T \mu_{2i^*} \tau}{(1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})^2} \right] \end{aligned} \quad (4.30)$$

h. Turunan kedua $(\partial^2 Q^*/\partial \beta_2(u_i, v_i) \partial \beta_1^T(u_i, v_i))$ sebagai berikut :

$$\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \beta_2(u_i, v_i) \partial \beta_1^T(u_i, v_i)} = \frac{\partial(\partial Q^*/\partial \beta_2(u_i, v_i))}{\partial \beta_1^T(u_i, v_i)} = \frac{\partial(\partial Q^*/\partial \beta_2(u_i, v_i))}{\partial \mu_{1i^*}} \cdot \frac{\partial \mu_{1i^*}}{\partial \beta_1^T(u_i, v_i)} \quad (4.31)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial(\partial Q^*/\partial \beta_2(u_i, v_i))}{\partial \mu_{1i^*}} &= \frac{\partial \left(\sum_{i^*=1}^n \left[\frac{(y_{2i^*} - \mu_{2i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T}{(1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})} \right] \right)}{\partial \mu_{1i^*}} \\ \frac{\partial(\partial Q^*/\partial \beta_2(u_i, v_i))}{\partial \mu_{1i^*}} &= \sum_{i^*=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\frac{(y_{2i^*} - \mu_{2i^*}) \mathbf{x}_{i^*}^T (-1) \tau}{(1 + \tau\mu_{1i^*} + \tau\mu_{2i^*})^2} \right] \end{aligned} \quad (4.32)$$

dengan mensubstitusikan persamaan (4.31) dan (4.32) ke persamaan (4.30) sehingga diperoleh turunan parsial kedua $(\partial^2 Q^*/\partial \beta_2(u_i, v_i) \partial \beta_1^T(u_i, v_i))$ dari logaritma fungsi *likelihood* sebagai berikut :

$$\begin{aligned}
\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i) \partial \boldsymbol{\beta}_1^T(u_i, v_i)} &= \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\left(\frac{(y_{2i'} - \mu_{2i'}) \mathbf{x}_{i'}^T (-1) \tau}{(1 + \tau \mu_{1i'} + \tau \mu_{2i'})^2} \right) \cdot \mu_{1i'} \mathbf{x}_{i'} \right] \\
\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i) \partial \boldsymbol{\beta}_1^T(u_i, v_i)} &= \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[- \frac{(y_{2i'} - \mu_{2i'}) \mu_{1i'} \tau}{(1 + \tau \mu_{1i'} + \tau \mu_{2i'})^2} \right] (\mathbf{x}_{i'} \mathbf{x}_{i'}^T)
\end{aligned} \tag{4.33}$$

Turunan parsial kedua logaritma fungsi *likelihood* terhadap parameter regresi $\boldsymbol{\beta}_j(u_i, v_i)$ dan parameter dispersi τ adalah

i. Turunan kedua $(\partial^2 Q^* / \partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i) \partial \tau)$ sebagai berikut :

$$\begin{aligned}
\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i) \partial \tau} &= \frac{\partial(\partial Q / \partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i))}{\partial \tau} \\
\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i) \partial \tau} &= \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[- \frac{(y_{1i'} - \mu_{1i'}) \mathbf{x}_{i'}^T (\mu_{1i'} + \mu_{2i'})}{(1 + \tau \mu_{1i'} + \tau \mu_{2i'})^2} \right]
\end{aligned} \tag{4.34}$$

j. Turunan kedua $(\partial^2 Q^* / \partial \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i) \partial \tau)$ sebagai berikut :

$$\begin{aligned}
\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i) \partial \tau} &= \frac{\partial(\partial Q / \partial \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i))}{\partial \tau} \\
\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i) \partial \tau} &= \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[- \frac{(y_{2i'} - \mu_{2i'}) \mathbf{x}_{i'}^T (\mu_{1i'} + \mu_{2i'})}{(1 + \tau \mu_{1i'} + \tau \mu_{2i'})^2} \right]
\end{aligned} \tag{4.35}$$

Turunan parsial kedua logaritma fungsi *likelihood* terhadap parameter dispersi τ dan parameter regresi $\boldsymbol{\beta}_j(u_i, v_i)$ adalah

k. Turunan kedua $(\partial^2 Q^* / \partial \tau \partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i))$ sebagai berikut :

$$\begin{aligned}
\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \tau \partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} &= \frac{\partial(\partial Q^* / \partial \tau)}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} = \frac{\partial(\partial Q^* / \partial \tau)}{\partial \mu_{1i'}} \cdot \frac{\partial \mu_{1i'}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} \\
\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \tau \partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} &= \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\frac{\tau}{\tau^2 (1 + \tau \mu_{1i'} + \tau \mu_{2i'})} - \frac{1}{\tau} \right] \mu_{1i'} \mathbf{x}_{i'}^T \\
\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \tau \partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} &= \sum_{i'=1}^n w_{i'}(u_i, v_i) \left[\frac{\mu_{1i'} \mathbf{x}_{i'}^T \tau}{\tau^2 (1 + \tau \mu_{1i'} + \tau \mu_{2i'})} - \frac{\mu_{1i'} \mathbf{x}_{i'}^T}{\tau} \right]
\end{aligned}$$

$$\frac{\partial^2 Q^*}{\partial \tau \partial \beta_1(u_i, v_i)} = \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\frac{\mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T}{\tau (1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})} - \frac{\mu_{1i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T}{\tau} \right] \quad (4.36)$$

1. Turunan kedua $(\partial^2 Q^* / \partial \tau \partial \beta_2(u_i, v_i))$ sebagai berikut :

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \tau \partial \beta_2(u_i, v_i)} &= \frac{\partial(\partial Q^* / \partial \tau)}{\partial \beta_2(u_i, v_i)} = \frac{\partial(\partial Q^* / \partial \tau)}{\partial \mu_{2i^*}} \cdot \frac{\partial \mu_{2i^*}}{\partial \beta_2(u_i, v_i)} \\ \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \tau \partial \beta_2(u_i, v_i)} &= \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\frac{\tau}{\tau^2 (1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})} - \frac{1}{\tau} \right] \mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T \\ \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \tau \partial \beta_2(u_i, v_i)} &= \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\frac{\mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T \tau}{\tau^2 (1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})} - \frac{\mu_{2i^*} \mathbf{x}_{i^*}^T}{\tau} \right] \\ \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \tau \partial \beta_2(u_i, v_i)} &= \sum_{i=1}^n w_{i^*}(u_i, v_i) \left[\frac{\mu_{2i^*}}{\tau (1 + \tau \mu_{1i^*} + \tau \mu_{2i^*})} - \frac{\mu_{2i^*}}{\tau} \right] (\mathbf{x}_{i^*}^T) \end{aligned} \quad (4.37)$$

Karena hasil persamaan di atas tidak memberikan suatu persamaan yang eksplisit maka digunakan suatu metode yaitu metode *Newton-Rapshon* dengan langkah-langkah sebagai berikut :

1. Menentukan nilai taksiran awal parameter $\hat{\theta}_{(0)}$ dengan

$\theta = (\tau \beta_1^T(u_i, v_i) \beta_2^T(u_i, v_i))^T$, iterasi pada saat $m = 0$. Nilai taksiran awal

$\hat{\beta}_{j(0)}(u_i, v_i)$ diperoleh dengan metode Ordinary Least square (OLS), yaitu:

$\hat{\beta}_{j(0)}(u_i, v_i) = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} (\mathbf{X}^T \mathbf{Y}_j)$ dengan $j = 1, 2$.

2. Membentuk vektor gradien \mathbf{g}

$$\mathbf{g}^T(\theta_{(m)})_{(2k+3) \times 1} = \left(\left(\frac{\partial Q}{\partial \tau} \right), \left(\frac{\partial Q}{\partial \beta_1(u_i, v_i)} \right), \left(\frac{\partial Q}{\partial \beta_2(u_i, v_i)} \right) \right)_{\theta=\theta_{(m)}}^T$$

3. Membentuk matriks Hessian \mathbf{H}

$$\mathbf{H}(\boldsymbol{\theta}_{(m)})_{(2k+3) \times (2k+3)} = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 Q}{\partial \tau^2} & \frac{\partial^2 Q}{\partial \tau \partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 Q}{\partial \tau \partial \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i)} \\ \frac{\partial^2 Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i) \partial \boldsymbol{\beta}_1^T(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1(u_i, v_i) \partial \boldsymbol{\beta}_2^T(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_2(u_i, v_i) \partial \boldsymbol{\beta}_2^T(u_i, v_i)} \end{bmatrix}_{\boldsymbol{\theta}=\boldsymbol{\theta}_{(m)}}$$

simetris

4. Memasukkan nilai ke dalam $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)}$ elemen-elemen vektor \mathbf{g} dan matriks \mathbf{H} , sehingga diperoleh vektor $\mathbf{g}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)})$ dan matriks $\mathbf{H}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)})$.

5. Mulai dari $m=0$ dilakukan iterasi pada persamaan

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{j(m+1)} = \hat{\boldsymbol{\theta}}_{j(m)} - \mathbf{H}^{-1}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}) \mathbf{g}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)})$$

Nilai $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}$ merupakan sekumpulan penaksir parameter yang konvergen saat iterasi ke-m.

6. Jika belum mendapatkan penaksiran parameter yang konvergen, maka dilanjutkan kembali ke langkah 5 hingga iterasi ke $m = m+1$. Iterasi akan berhenti apabila nilai dari $\|\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m+1)} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_m\| \leq \varepsilon$, ε adalah bilangan yang sangat kecil.

4.2 Pengujian Hipotesis *Mixed Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (MGWBNBR)

Pengujian parameter diperlukan untuk mengetahui kelayakan suatu model. Pengujian parameter pada model MGWBNBR dilakukan dengan menggunakan Maximum Likelihood Ratio Test (MLRT). Pengujian parameter ini meliputi pengujian kesamaan model MGWBNBR dengan GWBNBR, pengujian serentak, dan pengujian parsial parameter model MGWBNBR. Masing-masing pengujian beserta hipotesis dan statistik uji *likelihood ratio* yang digunakan akan diuraikan lebih lanjut berikut ini:

4.2.1 Pengujian Kesamaan Model MGWBNBR

Pengujian kesamaan model MGWBNBR dilakukan untuk menguji signifikansi faktor geografis yang memberikan pengaruh pada variabel lokal. Pengujian ini membandingkan kesamaan antara model MGWBNBR dengan model GWBNBR, dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : (\beta_{jl}(u_i, v_i), \gamma_{jp}) = (\beta_{jl}(u_i, v_i), \gamma_{jp}(u_i, v_i)); \quad i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2; \\ l = 1, 2, \dots, k^*; p = (k^* + 1), (k^* + 2), \dots, k$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } (\beta_{jl}(u_i, v_i), \gamma_{jp}) \neq (\beta_{jl}(u_i, v_i), \gamma_{jp}(u_i, v_i))$$

Statistik uji yang digunakan pada pengujian ini merupakan ukuran perbandingan nilai *likelihood ratio* dari model GWBNBR dan model MGWBNBR, yang dituliskan dalam bentuk:

$$F_{hit} = \frac{D(\hat{\beta}(u_i, v_i)) / df_1}{D(\hat{\beta}(u_i, v_i), \hat{\gamma}) / df_2}$$

$D(\hat{\beta})$ menyatakan nilai devians dari model GWBNBR dengan derajat bebas df_1 dan $D(\hat{\beta}(u_i, v_i), \hat{\gamma})$ menyatakan nilai devians dari model MGWBNBR dengan derajat bebas df_2 (Fotheringham dkk, 2002).

Langkah pertama, akan ditentukan bentuk $D(\hat{\beta}(u_i, v_i))$. Nilai devians dibentuk dari himpunan parameter di bawah $H_0(\omega)$ dan dibawah populasi (Ω) . Nilai devians model GWBNBR diperoleh dengan menyelesaikan persamaan (2.33). Berikut adalah $L(\hat{\omega})$ dan $L(\hat{\Omega})$ dari model GWBNBR:

$$L(\hat{\omega}) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{\Gamma(\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})}{\Gamma(\hat{\tau}^{-1})\Gamma(y_{1i} + 1)\Gamma(y_{2i} + 1)} \hat{\mu}_{1i}^{y_{1i}} \hat{\mu}_{2i}^{y_{2i}} \hat{\tau}^{-\hat{\tau}^{-1}} (\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})^{-(\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})} \right)$$

$$\ln L(\hat{\omega}) = \sum_{i=1}^n \left[\sum_{k=1}^{y_{1i} + y_{2i}} \ln(y_{1i} + y_{2i} + \hat{\tau}^{-1} - k) + y_{1i} \ln \hat{\mu}_{1i} + y_{2i} \ln \hat{\mu}_{2i} - \ln \hat{\tau} / \hat{\tau} \right. \\ \left. - (\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i}) \ln(\hat{\tau}^{-1} + \hat{\mu}_{1i} + \hat{\mu}_{2i}) - \ln(y_{1i}!) - \ln(y_{2i}!) \right]$$

dengan

$$\hat{\mu}_{1i} = \exp(\hat{\beta}_{10}) \text{ dan } \hat{\mu}_{2i} = \exp(\hat{\beta}_{20}), \text{ dengan } \hat{\beta}_{10} = \ln(\bar{Y}_1) \text{ dan } \hat{\beta}_{20} = \ln(\bar{Y}_2)$$

$$L(\hat{\Omega}) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{\Gamma(\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})}{\Gamma(\hat{\tau}^{-1})\Gamma(y_{1i} + 1)\Gamma(y_{2i} + 1)} \hat{\mu}_{1i}^{y_{1i}} \hat{\mu}_{2i}^{y_{2i}} \hat{\tau}^{-\hat{\tau}^{-1}} (\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})^{-(\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})} \right)$$

$$\ln L(\hat{\Omega}) = \sum_{i=1}^n \left[\sum_{k=1}^{y_{1i} + y_{2i}} \ln(y_{1i} + y_{2i} + \hat{\tau}^{-1} - k) + y_{1i} \ln \hat{\mu}_{1i} + y_{2i} \ln \hat{\mu}_{2i} - \ln \hat{\tau} / \hat{\tau} \right. \\ \left. - (\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i}) \ln(\hat{\tau}^{-1} + \hat{\mu}_{1i} + \hat{\mu}_{2i}) - \ln(y_{1i}!) - \ln(y_{2i}!) \right]$$

dengan

$$\hat{\mu}_{1i} = \exp(\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}_1(u_i, v_i)) \text{ dan } \hat{\mu}_{2i} = \exp(\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}_2(u_i, v_i))$$

sehingga diperoleh

$$D(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = 2 \left[\left(\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{y_{1i} + y_{2i}} \ln(y_{1i} + y_{2i} + \hat{\tau}^{-1} - k) + \sum_{i=1}^n (y_{1i} (\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}_1(u_i, v_i)) + y_{2i} (\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}_2(u_i, v_i))) \right. \right. \\ \left. \left. - \sum_{i=1}^n (\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i}) \ln(\hat{\tau}^{-1} + \exp(\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}_1(u_i, v_i)) + \exp(\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}_2(u_i, v_i))) \right. \right. \\ \left. \left. - \sum_{i=1}^n (\ln(y_{1i}!) + \ln(y_{2i}!)) \right) - \left(\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{y_{1i} + y_{2i}} \ln(y_{1i} + y_{2i} + \hat{\tau}^{-1} - k) + \sum_{i=1}^n (y_{1i} (\hat{\beta}_{10}) + y_{2i} (\hat{\beta}_{20})) \right. \right. \\ \left. \left. - \sum_{i=1}^n (\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i}) \ln(\hat{\tau}^{-1} + \exp(\hat{\beta}_{10}) + \exp(\hat{\beta}_{20})) - \sum_{i=1}^n (\ln(y_{1i}!) + \ln(y_{2i}!)) \right) \right] \quad (4.38)$$

$D(\hat{\boldsymbol{\beta}})$ mengikuti distribusi χ^2 dengan derajat bebas $df_1 = (a - b)$, dimana a adalah jumlah parameter di bawah populasi dan b adalah jumlah parameter di bawah H_0

Selanjutnya nilai devians dari model MGWBNBR, dibentuk dari himpunan parameter di bawah $H_0(\omega)$ dan dibawah populasi (Ω) . Berikut adalah $L(\hat{\omega})$ dan $L(\hat{\Omega})$ dari model MGWBNBR:

$$L(\hat{\omega}) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{\Gamma(\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})}{\Gamma(\hat{\tau}^{-1})\Gamma(y_{1i} + 1)\Gamma(y_{2i} + 1)} \hat{\mu}_{1i}^{y_{1i}} \hat{\mu}_{2i}^{y_{2i}} \hat{\tau}^{-\hat{\tau}^{-1}} (\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})^{-(\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})} \right)$$

$$\ln L(\hat{\omega}) = \sum_{i=1}^n \left[\sum_{k=1}^{y_{1i} + y_{2i}} \ln(y_{1i} + y_{2i} + \hat{\tau}^{-1} - k) + y_{1i} \ln \hat{\mu}_{1i} + y_{2i} \ln \hat{\mu}_{2i} - \ln \hat{\tau} / \hat{\tau} \right. \\ \left. - (\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i}) \ln(\hat{\tau}^{-1} + \hat{\mu}_{1i} + \hat{\mu}_{2i}) - \ln(y_{1i}!) - \ln(y_{2i}!) \right]$$

dengan

$$\hat{\mu}_{1i} = \exp(\hat{\beta}_{10}) \text{ dan } \hat{\mu}_{2i} = \exp(\hat{\beta}_{20}), \text{ dengan } \hat{\beta}_{10} = \ln(\bar{Y}_1) \text{ dan } \hat{\beta}_{20} = \ln(\bar{Y}_2)$$

$$L(\hat{\Omega}) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{\Gamma(\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})}{\Gamma(\hat{\tau}^{-1})\Gamma(y_{1i} + 1)\Gamma(y_{2i} + 1)} \hat{\mu}_{1i}^{y_{1i}} \hat{\mu}_{2i}^{y_{2i}} \hat{\tau}^{-\hat{\tau}^{-1}} (\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})^{-(\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i})} \right)$$

$$\ln L(\hat{\Omega}) = \sum_{i=1}^n \left[\sum_{k=1}^{y_{1i} + y_{2i}} \ln(y_{1i} + y_{2i} + \hat{\tau}^{-1} - k) + y_{1i} \ln \hat{\mu}_{1i} + y_{2i} \ln \hat{\mu}_{2i} - \ln \hat{\tau} / \hat{\tau} \right. \\ \left. - (\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i}) \ln(\hat{\tau}^{-1} + \hat{\mu}_{1i} + \hat{\mu}_{2i}) - \ln(y_{1i}!) - \ln(y_{2i}!) \right]$$

dengan

$$\hat{\mu}_{1i} = \exp(\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}_1(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{*i}^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}_1) \text{ dan } \hat{\mu}_{2i} = \exp(\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}_2(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{*i}^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}_2)$$

sehingga diperoleh

$$D(\hat{\boldsymbol{\beta}}(u_i, v_i), \hat{\boldsymbol{\gamma}}) = 2 \left[\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{y_{1i} + y_{2i}} \ln(y_{1i} + y_{2i} + \hat{\tau}^{-1} - k) + \sum_{i=1}^n (y_{1i}(\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}_1(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{*i}^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}_1) + y_{2i}(\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}_2(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{*i}^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}_2)) \right. \\ \left. - \sum_{i=1}^n (\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i}) \ln(\hat{\tau}^{-1} + \exp(\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}_1(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{*i}^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}_1) + \exp(\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}_2(u_i, v_i) + \mathbf{x}_{*i}^T \hat{\boldsymbol{\gamma}}_2)) \right. \\ \left. - \sum_{i=1}^n (\ln(y_{1i}!) + \ln(y_{2i}!)) \right] - \left[\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{y_{1i} + y_{2i}} \ln(y_{1i} + y_{2i} + \hat{\tau}^{-1} - k) + \sum_{i=1}^n (y_{1i}(\hat{\beta}_{10}) + y_{2i}(\hat{\beta}_{20})) \right. \\ \left. - \sum_{i=1}^n (\hat{\tau}^{-1} + y_{1i} + y_{2i}) \ln(\hat{\tau}^{-1} + \exp(\hat{\beta}_{10}) + \exp(\hat{\beta}_{20})) - \sum_{i=1}^n (\ln(y_{1i}!) + \ln(y_{2i}!)) \right] \quad (4.39)$$

$D(\hat{\boldsymbol{\beta}}(u_i, v_i), \hat{\boldsymbol{\gamma}})$ mengikuti distribusi χ^2 dengan derajat bebas $df_1 = (a - b)$, dimana a adalah jumlah parameter di bawah populasi dan b adalah jumlah parameter di bawah H_0 . Kriteria penolakan untuk pengujian adalah tolak H_0 jika nilai

$$F_{hit} > F_{(\alpha, df_1, df_2)}$$

4.2.2 Pengujian Serentak Parameter Model MGWBNBR

Untuk menentukan nilai statistik uji, terlebih dahulu ditentukan dua buah fungsi *likelihood* yang berhubungan dengan model regresi yang diperoleh. Fungsi-fungsi *likelihood* yang dimaksud adalah $L(\hat{\Omega})$ yaitu nilai *maximum likelihood* untuk model yang lebih lengkap dengan melibatkan variabel prediktor dan $L(\hat{\omega})$, yaitu nilai *maximum likelihood* untuk model sederhana tanpa melibatkan variabel prediktor. Salah satu metode yang dapat digunakan untuk menentukan statistik uji dalam pengujian parameter menggunakan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) dinotasikan dengan :

$$\Lambda = \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})}$$

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) = 2(\ln L(\hat{\Omega}) - \ln L(\hat{\omega})) \quad (4.40)$$

Hipotesis yang digunakan adalah :

$$H_0 : \beta_{j1}(u_i, v_i) = \beta_{j2}(u_i, v_i) = \dots = \beta_{jk^*}(u_i, v_i) = \gamma_{j, (k^*+1)} = \dots = \gamma_{jk} = 0$$

$$i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2; l = 1, 2, \dots, k^*; p = (k^* + 1), (k^* + 2), \dots, k$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_{jl}(u_i, v_i) \neq 0 \text{ atau } \gamma_{jp} \neq 0$$

Penyelesaian persamaan (4.40) yaitu terdapat dalam persamaan (4.39). $D(\hat{\beta})$ adalah devians model MGWBNBR dengan menggunakan pendekatan distribusi *chi-square* dengan derajat bebas ν dan H_0 ditolak jika $D(\hat{\beta}) > \chi^2_{(\alpha; \nu)}$, dengan ν adalah derajat bebas yang diperoleh dari banyaknya parameter model di bawah populasi dikurangi banyaknya parameter di bawah H_0 .

4.2.3 Pengujian Parsial Parameter Model MGWBNBR

Uji hipotesis ini ditujukan untuk mengetahui variabel global dan lokal yang berpengaruh signifikan terhadap respon pada model MGWBNBR. Untuk menguji signifikansi suatu variabel digunakan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_{jl}(u_i, v_i) = 0 \text{ (variabel lokal } x_l \text{ pada lokasi ke- } i \text{ tidak signifikan)}$$

$$H_1 : \beta_{jl}(u_i, v_i) \neq 0; j = 1, 2; l = 1, 2, \dots, k \text{ (variabel lokal } x_l \text{ pada lokasi ke-} i \text{ signifikan)}$$

Statistik uji yang digunakan hipotesis ini adalah statistik uji Z dengan persamaan sebagai berikut:

$$Z_{hit} = \frac{\hat{\beta}_{jl}(u_i, v_i)}{se(\hat{\beta}_{jl}(u_i, v_i))}$$

Nilai $se(\hat{\beta}_{jl}(u_i, v_i)) = \sqrt{Var(\hat{\beta}_{jl}(u_i, v_i))}$ dimana nilai $Var(\hat{\beta}_{jl}(u_i, v_i))$ diperoleh dari elemen diagonal utama dari matriks varians dan covarian dari model MGWBNBR yang diperoleh dari persamaan berikut:

$$\mathbf{Cov}(\boldsymbol{\theta}) = -(\mathbf{H}^{-1})$$

Kriteria penolakan pada pengujian ini adalah tolak H_0 apabila $|Z_{hit}| > Z_{\alpha/2}$ dengan α adalah taraf signifikansi. Untuk setiap lokasi akan dilakukan langkah yang

sama, sehingga akan didapatkan nilai standar error dari setiap parameter untuk masing-masing lokasi ke- i .

4.3 Pemodelan Jumlah Kasus Kusta PB dan MB di Jawa Timur Tahun 2012

4.3.1 Deskripsi Jumlah Kasus Kusta PB dan MB di Jawa Timur Tahun 2012

Berdasarkan letak geografis, Jawa Timur terletak pada $7,12^{\circ}$ - $8,48^{\circ}$ Lintang Selatan (LS) dan $111,00^{\circ}$ – $114,40^{\circ}$ Bujur Timur (BT). Jawa Timur terdiri dari 38 wilayah kabupaten/kota terbagi menjadi 29 kabupaten dan 9 kota. Berdasarkan hasil survei yang dilakukan Kementerian Kesehatan Republik Indonesia tahun 2012, Provinsi Jawa Timur merupakan penyumbang jumlah kusta terbanyak di antara provinsi lainnya. Rata-rata penemuan kasus kusta di Provinsi Jawa Timur per tahun antara 4.000-5.000 orang. Pada tahun 2012, penemuan jumlah kasus baru di Indonesia sebanyak 18.853 kasus, sedangkan penemuan kasus baru di Provinsi Jawa Timur sebanyak 4.842 kasus (25,5% dari jumlah kasus baru di Indonesia). Berdasarkan jumlah kasus tersebut, jumlah kasus kusta PB sebanyak 341 kasus dan jumlah kasus kusta MB sebanyak 4.501 kasus. Dalam penelitian ini juga terdapat sepuluh variabel prediktor yang diduga berpengaruh terhadap jumlah kasus kusta PB dan MB di Jawa Timur.

Pada bagian ini akan dibahas tentang hubungan antar variabel. Hubungan antar variabel dijabarkan melalui statistik deskriptif masing-masing variabel. Statistik deskriptif menampilkan ukuran pemusatan dan ukuran dispersi/penyebaran data. Ukuran pemusatan terdiri dari nilai minimum variabel, nilai maksimum, dan mean. Mean adalah rata-rata hitung dari nilai variabel. Ukuran dispersi terdiri dari ukuran dispersi mutlak dan ukuran dispersi relatif. Salah satu dispersi mutlak adalah standar deviasi (*stdev*). Standar deviasi adalah akar dari variansi. Variansi adalah rata-rata jumlah kuadrat selisih atau kuadrat simpangan nilai data terhadap nilai mean. Interkuartil adalah simpangan kuartil yang diperoleh dengan mengurangkan kuartil ketiga terhadap kuartil kesatu. Salah satu ukuran dispersi relatif adalah koefisien variasi (*coefvar*). *Coefvar* adalah standar deviasi dibagi rata-rata hitung per 100 persen. Koefisien variasi dapat digunakan untuk membandingkan penyebaran 2 kelompok data atau lebih.

Statistik deskriptif terhadap seluruh variabel yang digunakan berdasarkan output pada Lampiran 2A disajikan dalam Tabel 4.1 berikut ini.

Tabel 4.1 Statistik Deskriptif Variabel

Variabel	Mean	Min	Maks	StDev	CoefVar
Jumlah kusta PB	8,97	0,00	71,00	14,29	159,2
Jumlah kusta MB	118,45	0,00	553,00	135,9	114,73
Persentase penduduk miskin	32,39	13,24	62,39	13,02	40,21
Persentase RT ber PHBS	43,72	8,50	65,74	14,79	33,82
Rasio kegiatan penyuluhan kesehatan	1,30	0,09	4,05	1,058	81,23
Rasio tenaga medis per 100000 penduduk	25,49	3,51	167,03	34,35	134,75
Persentase rumah sehat	67,84	38,29	87,17	12,97	19,12
Presentase penduduk yang mengobati penyakit sendiri	63,94	48,53	84,59	9,39	14,68
Presentase penduduk yang tidak tamat SD	15,12	5,79	27,65	125,9	54,33
Rasio penduduk yang tidak tamat SMA per 100000 penduduk	231,74	54,00	632,00	5,563	36,8
Presentase penduduk yang melakukan keterbukaan informasi	30,23	20,80	43,20	5,288	17,49
Rasio sarana kesehatan	1546,11	200,00	3362,00	845	54,62

Berdasarkan Tabel 4.1, menunjukkan bahwa rata-rata jumlah kasus kusta PB di setiap kabupaten/kota di Jawa Timur sebesar 8,97 dengan jumlah terbanyak kasus kusta PB adalah 71 kasus yang terjadi di Kab Sumenep dan daerah yang tidak terjadi kasus kusta PB pada tahun 2012 adalah Kab Tulungagung, Kab Bondowoso, Kab Ngawi, Kota Kediri, Kota Pasuruan, Kota Madiun, dan Kota Batu. Sedangkan rata-rata jumlah kasus kusta MB di setiap kabupaten/kota di Jawa Timur sebesar 118,4. Jumlah terbanyak kasus kusta MB adalah 553 kasus yang terjadi di Kab Sampang dan daerah yang tidak terjadi kasus kusta MB pada tahun 2012 adalah Kota Batu. Selanjutnya jika dibandingkan variasi antar variabel, terlihat variabel Rasio tenaga medis per 100000 penduduk (X_4) memiliki koefisien variasi lebih tinggi dari variabel lainnya. Rata-rata persentase penduduk miskin (X_1) di masing-masing kabupaten/kota di Jawa Timur sebesar 32,39

dimana kabupaten Bondowoso memiliki persentase tertinggi sebesar 62,39 dan kota Batu memiliki persentase terendah 13,24. Rata-rata persentase rumah tangga ber PHBS (X_2) di masing-masing kabupaten/kota di Jawa Timur sebesar 43,72 dimana kota Kediri memiliki persentase tertinggi sebesar 65,74 dan kabupaten Pamekasan memiliki persentase terendah 8,50. Rata-rata persentase kegiatan penyuluhan kesehatan (X_3) di masing-masing kabupaten/kota di Jawa Timur sebesar 1,30 dimana kota Pasuruan memiliki persentase tertinggi sebesar 4,05 dan kabupaten Gresik memiliki persentase terendah 0,09. Rata-rata rasio tenaga medis (X_4) di masing-masing kabupaten/kota di Jawa Timur sebesar 25,49 dimana kota Madiun memiliki persentase tertinggi sebesar 167,03 dan kabupaten Sumenep memiliki persentase terendah 3,51. Rata-rata persentase rumah sehat (X_5) di masing-masing kabupaten/kota di Jawa Timur sebesar 67,84 dimana kabupaten Gresik memiliki persentase tertinggi sebesar 87,17 dan kabupaten Probolinggo memiliki persentase terendah 38,29.

Rata-rata persentase penduduk yang mengobati penyakit sendiri (X_6) di masing-masing kabupaten/kota di Jawa Timur sebesar 63,94 dimana kota Kediri memiliki persentase tertinggi sebesar 84,59 dan kota Pasuruan memiliki persentase terendah 48,53. Rata-rata persentase penduduk yang tidak tamat SD (X_7) di masing-masing kabupaten/kota di Jawa Timur sebesar 15,12 dimana kabupaten Probolinggo memiliki persentase tertinggi sebesar 27,65 dan kota Madiun memiliki persentase terendah 5,79. Rata-rata rasio penduduk yang tidak tamat SMA (X_8) di masing-masing kabupaten/kota di Jawa Timur sebesar 231,74 dimana kota Probolinggo memiliki persentase tertinggi sebesar 632,00 dan kabupaten Jember memiliki persentase terendah 54,00. Rata-rata persentase penduduk yang melakukan keterbukaan informasi (X_9) di masing-masing kabupaten/kota di Jawa Timur sebesar 30,23 dimana kota Malang memiliki persentase tertinggi sebesar 43,20 dan kabupaten Sampang memiliki persentase terendah 20,80. Rata-rata rasio sarana kesehatan (X_{10}) di masing-masing kabupaten/kota di Jawa Timur sebesar 1546,11 dimana kabupaten Malang

memiliki persentase tertinggi sebesar 3362,00 dan kota Mojokerto memiliki persentase terendah 200,00.

4.3.2 Pengujian Korelasi Variabel Respon

Analisis MGWBNBR melibatkan dua variabel respon. Kedua variabel respon tersebut harus saling berhubungan atau saling berkorelasi. Koefisien korelasi antar variabel respon dapat menunjukkan apakah jumlah kasus kusta PB berkorelasi dengan jumlah kasus kusta MB. Nilai koefisien korelasi menunjukkan adanya hubungan yang kuat antar jumlah kasus kusta PB dan MB. Dengan menggunakan data pada Lampiran 1 serta menggunakan persamaan (2.37) maka diperoleh nilai koefisien korelasi antara jumlah kasus kusta PB dan MB sebesar 0,830, hal ini menunjukkan bahwa terdapat hubungan yang erat antara jumlah kasus kusta PB dan jumlah kasus kusta MB. Untuk melihat signifikansi keeratan hubungan tersebut maka dilakukan pengujian hipotesis sebagai berikut:

$H_0 : \rho^* = 0$; tidak terdapat hubungan antara Y_1 dan Y_2

$H_1 : \rho^* \neq 0$; terdapat hubungan antara Y_1 dan Y_2

Berdasarkan hasil pengujian korelasi diperoleh nilai $t_{hit} = 8,928$ dan nilai $t_{(0,025;36)} = 2,0438$, dapat disimpulkan bahwa H_0 ditolak. Artinya terdapat hubungan yang signifikan antara jumlah kasus kusta PB dan jumlah kasus kusta MB.

4.3.3 Pemeriksaan Multikolinearitas Variabel Prediktor

Dalam analisis regresi, kasus multikolinieritas memiliki pengaruh besar terhadap hasil estimasi parameter. Oleh sebab itu, sebelum melakukan analisis lebih lanjut dengan regresi BNBR dan GWBNBR, terlebih dahulu akan dilakukan pemeriksaan apakah terdapat kasus multikolinieritas antar variabel prediktor. Salah satu cara untuk memeriksa adanya kasus multikolinieritas adalah dengan melihat nilai korelasi antar variabel prediktor. Apabila nilai tersebut melebihi $\pm 0,95$ maka dikatakan terjadi multikolinieritas.

Tabel 4.2 Nilai Koefisien Korelasi Variabel Prediktor

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9
X2	-0,37								
X3	0,02	0,08							
X4	-0,36	0,09	0,49						
X5	-0,52	0,49	0,08	0,04					
X6	0,07	0,01	-0,04	0,23	0,03				
X7	-0,02	-0,09	0,34	0,15	-0,01	0,09			
X8	0,65	-0,47	-0,23	-0,53	-0,65	-0,04	-0,06		
X9	-0,65	0,41	0,10	0,56	0,56	0,08	0,10	-0,78	
X10	0,14	0,28	-0,49	-0,58	0,001	-0,08	-0,33	0,30	-0,23

Berdasarkan Tabel 4.2 menunjukkan bahwa tidak ada koefisien korelasi antar variabel prediktor yang melebihi angka $\pm 0,95$. Namun untuk melihat multikolinearitas yang lebih valid menggunakan kriteria VIF. Menurut Li (2000) nilai VIF yang lebih dari 10 merupakan bukti untuk mendeteksi adanya multikolinieritas. Hasil pemeriksaan multikolinieritas disajikan pada Tabel 4.3.

Tabel 4.3 Nilai VIF Variabel Prediktor

Variabel	X1	X2	X3	X4	X5
VIF	2,143	1,934	2,066	2,863	2,013
Variabel	X6	X7	X8	X9	X10
VIF	1,187	3,975	1,271	3,391	2,367

Berdasarkan Tabel 4.3 seluruh variabel prediktor mempunyai nilai $VIF < 10$, sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat kasus multikolinieritas pada sepuluh variabel prediktor yang digunakan. Oleh karena itu, semua variabel prediktor tersebut dapat digunakan dalam pemodelan menggunakan BNBR dan GWBNBR.

4.3.4 Pemodelan Jumlah Kasus Kusta PB dan MB dengan Metode BNBR

Regresi Binomial Negatif Bivariat adalah suatu metode untuk menangani masalah *overdispersion*. Pada kasus kusta PB dan kusta MB ini pendeteksian *overdispersion* dapat dilihat dari nilai mean dan varian pada Lampiran 2A dimana varian lebih besar dari nilai mean.

Pengujian signifikansi model BNBK secara serentak dilakukan untuk menguji apakah secara bersama-sama variabel prediktor berpengaruh terhadap model. Hipotesis yang digunakan adalah

$$H_0 : \beta_{j1} = \beta_{j2} = \dots = \beta_{jl}; j = 1, 2$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_{jl} \neq 0; j = 1, 2, l = 1, 2, \dots, 10$$

Kebaikan model BNBK dapat dilihat dengan nilai devians dari model yang terbentuk. Berdasarkan hasil output pada Lampiran 7 maka diperoleh nilai $D(\hat{\beta})$ sebesar 161,351 dan nilai $\chi^2_{(0,05;20)} = 31,410$. Keputusan pengujian ini adalah tolak H_0 karena nilai $D(\hat{\theta}) > \chi^2_{(0,05;10)}$ yang berarti bahwa seluruh parameter secara bersama-sama mempunyai pengaruh dalam model. Selanjutnya akan dilakukan pengujian parameter secara parsial.

Tabel 4.4 Hasil Taksiran Parameter Model Regresi Binomial Negatif Bivariat pada Kusta PB di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012

Parameter	Kusta PB (Y_1)			
	Taksiran	SE	Z_{hitung}	p-value
β_0	71,1539	1,2685	56,0927	0,0000
β_1	0,2930	2,0946	0,1399	0,8888
β_2	-0,7657	0,1017	-7,5288	0,0000
β_3	-1,9786	0,9294	-2,1289	0,0333
β_4	1,2547	0,5175	2,4247	0,0153
β_5	3,4332	1,0835	3,1685	0,0015
β_6	4,0081	1,2631	3,1733	0,0015
β_7	-4,4729	1,0731	-4,1683	0,0000
β_8	0,3254	0,7448	0,4368	0,6622
β_9	-12,4187	0,8020	-15,4845	0,0000
β_{10}	0,1232	0,2490	0,4947	0,6208

Berdasarkan Tabel 4.4 dengan tingkat signifikansi sebesar 5% terlihat bahwa ada tujuh variabel prediktor yang memiliki Z_{hitung} lebih besar daripada $Z_{\alpha/2} = 1,96$ pada model persamaan kusta PB. Variabel yang berpengaruh signifikan terhadap jumlah kusta PB adalah Rata-rata persentase rumah tangga ber PHBS (X_2), Rata-rata persentase kegiatan penyuluhan kesehatan (X_3), Rata-rata rasio tenaga medis (X_4), Rata-rata persentase rumah sehat (X_5), Rata-rata persentase

penduduk yang mengobati penyakit sendiri (X_6), Rata-rata persentase penduduk yang tidak tamat SD (X_7) dan Rata-rata persentase penduduk yang melakukan keterbukaan informasi (X_9).

Sehingga dari hasil semua penaksiran parameter diperoleh model sebagai berikut :

$$\hat{\mu}_1 = \exp(71,1539 + 0,2930X_1 - 0,7657X_2 - 1,9786X_3 + 1,2547X_4 + 3,4332X_5 + 4,0081X_6 - 4,4729X_7 + 0,3254X_8 - 12,4187X_9 + 0,1232X_{10})$$

Tabel 4.5 Hasil Taksiran Parameter Model Regresi Binomial Negatif Bivariat pada Kusta MB di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012

Parameter	Kusta MB (Y_2)			
	Taksiran	SE	Z_{hitung}	p-value
β_0	39,3043	0,5315	73,9541	0,0000
β_1	0,5141	1,2036	0,4271	0,6693
β_2	-2,3989	0,6727	-3,5662	0,0004
β_3	20,2960	0,6170	32,8925	0,0000
β_4	2,5700	0,5926	4,3368	0,0000
β_5	3,5228	1,2995	2,7108	0,0067
β_6	3,8960	0,5870	6,6374	0,0000
β_7	-7,0472	1,6956	-4,1563	0,0000
β_8	0,2296	0,8010	0,2867	0,7744
β_9	-10,4159	0,8376	-12,4350	0,0000
β_{10}	0,1723	0,3230	0,5335	0,5937

Berdasarkan Tabel 4.5 dengan tingkat signifikansi sebesar 5% terlihat bahwa ada tujuh variabel prediktor yang memiliki Z_{hitung} yang lebih besar dari $Z_{\alpha/2} = 1,96$ pada model persamaan kusta PB. Variabel yang berpengaruh signifikan terhadap jumlah kusta PB adalah Variabel yang berpengaruh signifikan terhadap jumlah kusta PB adalah Rata-rata persentase rumah tangga ber PHBS (X_2), Rata-rata persentase kegiatan penyuluhan kesehatan (X_3), Rata-rata rasio tenaga medis (X_4), Rata-rata persentase rumah sehat (X_5), Rata-rata persentase penduduk yang mengobati penyakit sendiri (X_6), Rata-rata persentase penduduk yang tidak tamat SD (X_7) dan Rata-rata persentase penduduk yang melakukan keterbukaan informasi (X_9).

Sehingga dari hasil semua penaksiran parameter diperoleh model sebagai berikut :

$$\hat{\mu}_2 = \exp(39,3043 + 0,5141X_1 - 2,3989X_2 + 20,2960X_3 + 2,5700X_4 + 3,5228X_5 + 3,8960X_6 - 7,0472X_7 + 0,2296X_8 - 10,4159X_9 + 0,1723X_{10})$$

4.3.5 Pemodelan Jumlah Kasus Kusta PB dan MB dengan Metode GWBNBR

Pengujian ini dilakukan dengan menguji apakah terdapat masalah heteroskedastisitas pada model BNBR. Deteksi heteroskedastisitas dilakukan dengan uji Glejser, yaitu dengan meregresikan kuadrat error pada model BNBR dengan variabel prediktor. Apabila uji serentak pada regresi tersebut signifikan, hal ini mengindikasikan adanya masalah heteroskedastisitas. Pengolahan dilakukan dengan menggunakan persamaan (2.40) menggunakan syntax pada Lampiran 4.

Tabel 4.6 Output Uji Glejser

Statistik	Nilai
G	60,2596
ν	20
$\chi^2_{\alpha;\nu}$	31,410
$p\text{-value}$	$2,046 \times 10^{-5}$

Berdasarkan hasil pengujian heterogenitas spasial pada Lampiran 4, nilai statistik uji G adalah sebesar 60,2596 dan nilai $\chi^2_{(0,05;20)}$ sebesar 31,410. Keputusan pengujian adalah Tolak H_0 karena nilai $|G| > \chi^2_{(0,05;10)}$ yang berarti bahwa jumlah kasus kematian bayi dan jumlah kematian ibu di Jawa Timur mempunyai heterogenitas atau keragaman spasial antar wilayah.

Pemodelan GWBNBR dilakukan dengan memasukkan pembobot spasial. Matriks pembobot yang digunakan merupakan matriks yang berisi fungsi kernel yang terdiri dari jarak antar lokasi dan *bandwith*, untuk itu langkah pertama yang harus dilakukan dalam pemodelan GWBNBR adalah menentukan jarak *eucliden* antar lokasi pengamatan. Jarak *eucliden* antar pengamatan yang dihitung dengan *software R* dapat dilihat pada Lampiran 6. Fungsi kernel yang digunakan dalam pemodelan GWBNBR adalah fungsi *adaptive bisquare* kernel karena pengamatan

tersebar secara mengelompok, sehingga membutuhkan *bandwidth* yang berbeda-beda di tiap lokasinya. Penentuan *bandwidth* dilakukan dengan metode *cross validation*. Setelah dilakukan *bandwidth* maka diperoleh matriks pembobot spasial dengan memasukkan nilai *bandwidth* dan jarak *euclidean* kedalam fungsi kernel. Matriks pembobot spasial yang diperoleh untuk tiap-tiap lokasi kemudian digunakan untuk membentuk model GWBNBR sehingga tiap-tiap lokasi memiliki model yang berbeda-beda. Matriks pembobot spasial yang diperoleh dapat dilihat pada Lampiran 9.

Pengujian signifikansi model GWBNBR secara serentak dilakukan untuk menguji apakah secara bersama-sama variabel prediktor berpengaruh terhadap model. Hipotesis yang digunakan dalam pengujian signifikansi model GWBNBR secara serentak adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_{j1}(u_i, v_i) = \beta_{j2}(u_i, v_i) = \dots = \beta_{jk}(u_i, v_i) = 0; j = 1, 2; l = 1, 2, \dots, 10$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_{jl}(u_i, v_i) \neq 0$$

Berdasarkan hasil analisis, pengujian signifikansi parameter secara serentak diperoleh nilai devians sebesar 840174,69 dengan nilai $\chi^2_{(0,05,20)}$ sebesar 31,410 . Sehingga dapat disimpulkan bahwa H_0 ditolak karena nilai devians $> \chi^2_{(0,05,20)}$, dengan kata lain secara serentak variabel prediktor berpengaruh terhadap model.

Pengujian signifikansi model GWBNBR secara parsial dilakukan untuk mengetahui parameter-parameter yang signifikan di setiap wilayah. Hipotesis yang digunakan dalam pengujian signifikansi model GWBNBR secara parsial adalah sebagai berikut :

$$H_0 : \beta_{jl}(u_i, v_i) = 0$$

$$H_1 : \beta_{jl}(u_i, v_i) \neq 0; j = 1, 2; l = 1, 2, \dots, 10$$

Berdasarkan hasil pengujian signifikansi parameter dengan *software R*, diperoleh parameter yang signifikan yang berbeda-beda untuk tiap kabupaten/kota. Hasil estimasi parameter GWBNBR dan parameter yang signifikan di setiap kabupaten/kota dapat dilihat pada Tabel 4.7 Sebagai berikut :

Tabel 4.7 Variabel yang signifikan di tiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur

Kabupaten/ Kota	Variabel yang Signifikan	Variabel yang Signifikan
	Kusta PB	Kusta MB
Pacitan	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}
Ponorogo	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}
Trenggalek	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9
Tulungagung	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}
Blitar	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}
Kediri	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_9, X_{10}
Malang	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}
Lumajang	$X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7,$ X_9	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9
Jember	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}
Banyuwangi	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9
Bondowoso	$X_1, X_2, X_3, X_5, X_6, X_7,$ X_8, X_9, X_{10}	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}
Situbondo	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9
Probolinggo	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}
Pasuruan	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9

Tabel 4.7 (Lanjutan)

Kabupaten/Kota	Variabel yang Signifikan	Variabel yang Signifikan
	Kusta PB	Kusta MB
Sidoarjo	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉ ,X ₁₀	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉
Mojokerto	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₅ ,X ₆ ,X ₇ , X ₈ ,X ₉ ,X ₁₀	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉ ,X ₁₀
Jombang	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉
Nganjuk	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉ ,X ₁₀	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉ ,X ₁₀
Madiun	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₅ ,X ₆ ,X ₇ , X ₈ ,X ₉ ,X ₁₀	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉
Magetan	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉
Ngawi	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉ ,X ₁₀	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉ ,X ₁₀
Bojonegoro	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉ ,X ₁₀	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉ ,X ₁₀
Tuban	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₅ ,X ₆ ,X ₇ , X ₈ ,X ₉ ,X ₁₀	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉ ,X ₁₀
Lamongan	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉
Gresik	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉ ,X ₁₀	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉
Bangkalan	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₉ ,X ₁₀	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉ ,X ₁₀
Sampang	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₉ ,X ₁₀	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₉ ,X ₁₀
Pamekasan	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₉	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉
Sumenep	X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ ,X ₇ , X ₈ ,X ₉	X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄ ,X ₅ ,X ₆ , X ₇ ,X ₈ ,X ₉

Tabel 4.7 (Lanjutan)

Kabupaten/Kota	Variabel yang Signifikan	Variabel yang Signifikan
	Kusta PB	Kusta MB
Kota Kediri	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9
Kota Malang	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}
Kota Probolinggo	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}
Kota Pasuruan	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9
Kota Mojokerto	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_9	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_9
Kota Madiun	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}
Kota Surabaya	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_9, X_{10}
Kota Batu	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6,$ X_7, X_8, X_9, X_{10}

Pada Tabel 4.7 menjelaskan bahwa pembobot fungsi *Adaptive Bisquare Kernel* pada kasus kusta PB menghasilkan 7 kelompok kab/kota berdasarkan kesamaan variabel prediktor yang signifikan sedangkan pada kasus kusta MB menghasilkan 4 kelompok kab/kota. Selengkapnya pembagian kelompok tersebut dijelaskan oleh Tabel 4.8 dan 4.9 sebagai berikut :

Tabel 4.8 Pengelompokan Kabupaten/Kota Pada Kasus Kusta PB

No	Kab/Kota	Variabel yang Signifikan
1	Pacitan, Ponorogo, Tulungagung, Blitar. Kediri, Malang, Jember, Probolinggo, Sidoarjo, Nganjuk, Ngawi, Bojonegoro, Gresik, Kota Blitar, Kota Malang, Kota Probolinggo, Kota Madiun, Kota Surabaya. Kota Batu	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
2	Trenggalek, Banyuwangi, Situbondo, Pasuruan, Jombang, Magetan, Lamongan, Kota Kediri, Kota Pasuruan	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$
3	Lumajang	$X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_9$
4	Bondowoso, Mojokerto, Madiun, Tuban	$X_1, X_2, X_3, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
5	Bangkalan, Sampang	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_9, X_{10}$
6	Pamekasan, Kota Mojokerto	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_9$
7	Sumenep	$X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$

Tabel 4.9 Pengelompokan Kabupaten/Kota Pada Kasus Kusta MB

No	Kab/Kota	Variabel yang Signifikan
1	Pacitan, Ponorogo, Tulungagung, Blitar. Malang, Bondowoso, Probolinggo, Mojokerto, Nganjuk, Ngawi, Bojonegoro, Tuban, Bangkalan, Kota Blitar, Kota Malang, Kota Probolinggo, Kota Madiun. Kota Batu	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
2	Trenggalek, Lumajang, Jember, Banyuwangi, Situbondo, Pasuruan, Sidoarjo, Jombang, Madiun, Magetan, Lamongan, Gresik, Pamekasan, Sumenep, Kota Kediri, Kota Pasuruan	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$
3	Kediri, Sampang, Kota Surabaya	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_9, X_{10}$
4	Kota Mojokerto	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_9$

Berdasarkan pengujian parameter secara parsial. sebagai contoh akan disajikan pengujian parameter pada lokasi (u_9, v_9) yaitu Kabupaten Banyuwangi.

Tabel 4.10 Pengujian Parameter Model GWBNBR di Kabupaten Banyuwangi dengan Pembobot *Adaptive Bisquare Kernel*

Parameter	Kusta PB (Y_1)			Kusta MB (Y_2)		
	Taksiran	Z_{hitung}	P-value	Taksiran	Z_{hitung}	P-value
β_0	38,9509	1989,734	0,0000	45,1157	2274,328	0,0000
β_1	1,4894	102,3276	0,0000	0,8968	288,7897	0,0000
β_2	-2,4324	-45,4439	0,0000	-1,0922	-61,6247	0,0000
β_3	53,1415	2180,255	0,0000	10,6769	625,2781	0,0000
β_4	-5,7355	-380,584	0,0000	-2,5273	-176,606	0,0000
β_5	1,8738	101,1364	0,0000	1,9488	234,3909	0,0000
β_6	3,788	111,3177	0,0000	4,9274	72,6522	0,0000
β_7	-6,4923	-1074,38	0,0000	-2,0903	-1584,4	0,0000
β_8	0,1204	10,6866	0,0000	0,1855	9,374	0,0000
β_9	-0,593	-28,6974	0,0000	-4,0298	-255,762	0,0000
β_{10}	0,1471	5,7251	0,0000	0,1094	5,6443	0,0000

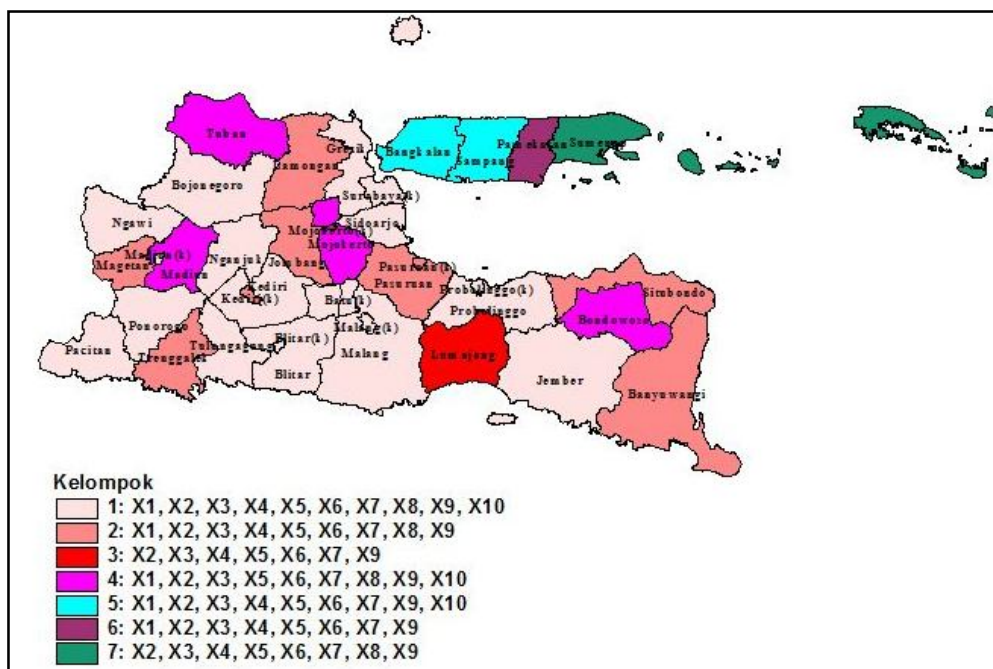
Berdasarkan Tabel 4.10 di Kabupaten Banyuwangi diketahui bahwa variabel-variabel yang berpengaruh secara signifikan dapat dilihat dari nilai $|Z_{hitung}| > Z_{\alpha/2}$ dengan taraf signifikansinya sebesar 5% dimana Z_{tabel} atau $Z_{\alpha/2} = 1,96$ dan variabel yang signifikan untuk kusta PB maupun kusta MB adalah $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$ dan X_{10} sehingga dapat dibentuk model seperti berikut:

Kusta PB

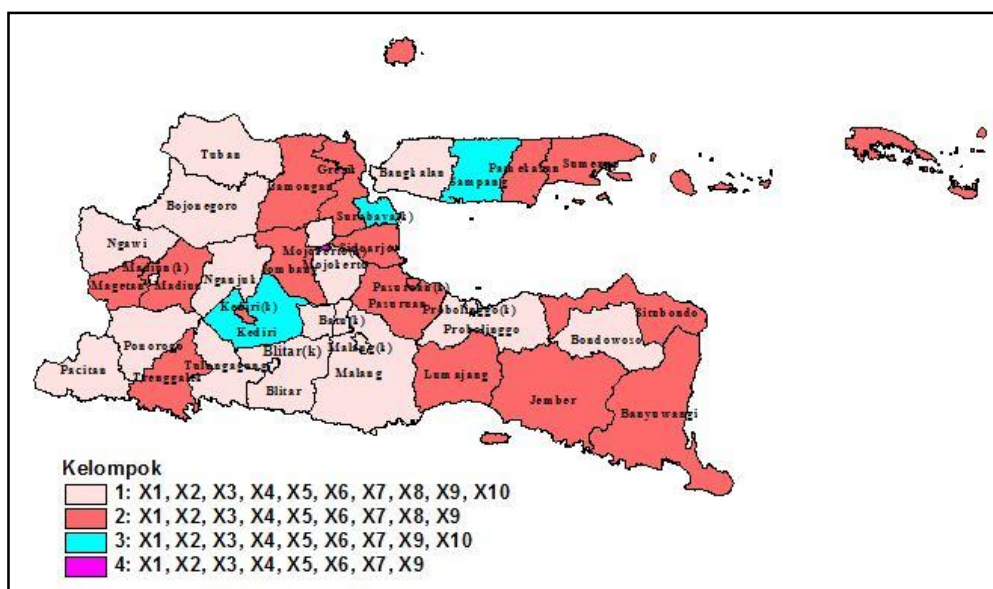
$$\hat{\mu}_1 = \exp(38,9509 + 1,4894X_1 - 2,4324X_2 + 53,1415X_3 - 5,7355X_4 + 1,8738X_5 + 3,788X_6 - 6,4923X_7 + 0,1204X_8 - 0,593X_9 + 0,1471X_{10})$$

Kusta MB

$$\hat{\mu}_2 = \exp(45,1157 + 0,8968X_1 - 1,0922X_2 + 10,6769X_3 - 2,5273X_4 + 1,9488X_5 + 4,9274X_6 - 2,0903X_7 + 0,1855X_8 - 4,0298X_9 + 0,1094X_{10})$$



Gambar 4.1 Pengelompokan Kab/Kota Pada Kasus Kusta PB Model GWBNBR



Gambar 4.2 Pengelompokan Kab/Kota Pada Kasus Kusta MB Model GWBNBR

Sebagai perbandingan antara model BNBR dengan GWBNBR *Regression* maka di bawah ini disajikan nilai AIC dari masing-masing model.

Tabel 4.11 Nilai AIC Model

Model	Nilai AIC
BNBR	472147,1
GWBNBR	208167

Berdasarkan Tabel 4.11 nilai AIC untuk metode GWBNBR menghasilkan nilai yang lebih kecil dibandingkan dengan metode BNBR, oleh karena itu dapat disimpulkan bahwa metode GWBNBR sesuai untuk digunakan dalam pemodelan jumlah penderita penyakit kusta tipe PB dan MB di Jawa Timur tahun 2012.

4.3.6 Pemodelan Jumlah Kasus Kusta PB dan MB dengan Metode MGWBNBR

Berdasarkan analisis GWBNBR dengan pembobot *Adaptive Bisquare Kernel* seperti pada Tabel 4.6, menunjukkan bahwa variabel prediktor X_2, X_3, X_5, X_6, X_7 dan X_9 berpengaruh terhadap seluruh lokasi penelitian baik terhadap variabel respon jumlah kusta PB maupun jumlah kusta MB (berpengaruh secara global), sedangkan variabel prediktor lainnya yaitu X_1, X_4, X_8 dan X_{10} hanya berpengaruh pada beberapa lokasi saja (berpengaruh secara lokal). Oleh karena itu dengan variabel tersebut akan dibentuk MGWBNBR untuk mengetahui jumlah penderita penyakit kusta tipe PB dan MB di Jawa Timur. Pada analisis MGWBNBR ini variabel prediktor X_2, X_3, X_5, X_6, X_7 dan X_9 adalah sebagai variabel prediktor globalnya dan variabel prediktor X_1, X_4, X_8 dan X_{10} adalah sebagai variabel prediktor lokal.

Sama seperti pada pemodelan GWBNBR, langkah pertama yang harus dilakukan dalam pemodelan MGWBNBR adalah menentukan jarak *eucliden* antar lokasi pengamatan. Jarak *eucliden* antar pengamatan yang dihitung dengan *software R* dapat dilihat pada Lampiran 6. Fungsi kernel yang digunakan dalam pemodelan MGWBNBR adalah fungsi *adaptive bisquare* kernel karena pengamatan tersebar secara mengelompok, sehingga membutuhkan *bandwidth* yang berbeda-beda di tiap lokasinya. Penentuan *bandwidth* dilakukan dengan

metode *cross validation*. Setelah dilakukan *bandwidth* maka diperoleh matriks pembobot spasial dengan memasukkan nilai *bandwidth* dan jarak *euclidean* kedalam fungsi kernel. Matriks pembobot spasial yang diperoleh untuk tiap-tiap lokasi kemudian digunakan untuk membentuk model MGWBNBR sehingga tiap-tiap lokasi memiliki model yang berbeda-beda. Matriks pembobot spasial yang diperoleh dapat dilihat pada Lampiran 9.

Pemodelan jumlah kusta PB dan MB menggunakan MGWBNBR diharapkan memperoleh hasil yang lebih baik daripada pemodelan dengan menggunakan GWBNBR. Untuk melihat apakah pemodelan dengan menggunakan MGWBNBR menghasilkan model yang lebih baik dilakukan pengujian kesesuaian model dengan hipotesis sebagai berikut :

$$H_0 : (\beta_{jl}(u_i, v_i), \gamma_{jp}) = (\beta_{jl}(u_i, v_i), \gamma_{jp}(u_i, v_i)); i = 1, 2, \dots, 38; j = 1, 2; \\ l = 1, 2, \dots, k^*; p = (k^* + 1), (k^* + 2), \dots, 10$$

(tidak ada perbedaan yang signifikan antara model GWBNBR dengan MGWBNBR)

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } (\beta_{jl}(u_i, v_i), \gamma_{jp}) \neq (\beta_{jl}(u_i, v_i), \gamma_{jp}(u_i, v_i))$$

(ada perbedaan yang signifikan antara model GWBNBR dengan MGWBNBR)

Berdasarkan hasil analisis diperoleh nilai F_{hitung} sebesar 4,7230 dan nilai $F_{tabel} = F_{(0,05;20;20)}$ sebesar 2,1242 sehingga dapat disimpulkan bahwa H_0 ditolak, berarti terdapat perbedaan yang signifikan antara model MGWBNBR dengan model GWBNBR.

Pengujian signifikansi model MGWBNBR secara serentak dilakukan untuk menguji apakah secara bersama-sama variabel prediktor berpengaruh terhadap model. Hipotesis yang digunakan dalam pengujian signifikansi model MGWBNBR secara serentak adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_{j1}(u_i, v_i) = \beta_{j2}(u_i, v_i) = \dots = \beta_{jk^*}(u_i, v_i) = \gamma_{j(k^*+1)} = \dots = \gamma_{jk} = 0 \\ i = 1, 2, \dots, 38; j = 1, 2; l = 1, 2, \dots, k^*; p = (k^* + 1), (k^* + 2), \dots, 10 \\ H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_{jl}(u_i, v_i) \neq 0 \text{ atau } \gamma_{jp} \neq 0$$

Berdasarkan hasil analisis pengujian signifikansi parameter secara serentak diperoleh nilai devians sebesar 177889,63 dan nilai $\chi^2_{(0,05,20)}$ sebesar 31,4104.

Sehingga dapat disimpulkan bahwa H_0 ditolak, artinya secara serentak variabel prediktor berpengaruh terhadap model.

Pengujian hipotesis selanjutnya yakni untuk mengetahui parameter mana saja yang signifikan mempengaruhi variabel responnya pada MGWBNBR atau disebut uji parsial. Pengujian parsial pada parameter MGWBNBR untuk mengetahui variabel global dan lokal yang berpengaruh signifikan. Untuk variabel global X_1, X_3, X_6, X_7 dan X_9 dilakukan dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \gamma_{jp} = 0 \text{ (variabel global } x_p \text{ tidak signifikan)}$$

$$H_1 : \gamma_{jp} \neq 0; j = 1, 2; p = (k^* + 1), (k^* + 2), \dots, 10 \text{ (variabel global } x_p \text{ signifikan)}$$

Sedangkan Pengujian signifikansi suatu variabel lokal X_2, X_4, X_5, X_8 dan X_{10} dilakukan dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_{jl}(u_i, v_i) = 0 \text{ (variabel lokal } x_l \text{ pada lokasi ke- } i \text{ tidak signifikan)}$$

$$H_1 : \beta_{jl}(u_i, v_i) \neq 0; j = 1, 2; l = 1, 2, \dots, k^* \text{ (variabel lokal } x_l \text{ pada lokasi ke-} i \text{ signifikan)}$$

Variabel yang berpengaruh signifikan dapat dilihat pada Tabel 4.12 berikut :

Tabel 4.12 Variabel yang signifikan di tiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur

Kabupaten/ Kota	Variabel yang Signifikan	Variabel yang Signifikan
	Kusta PB	Kusta MB
Pacitan	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_{10}$	$X_1, X_2, X_3, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
Ponorogo	$X_1, X_2, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
Trenggalek	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9$
Tulungagung	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
Blitar	$X_1, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
Kediri	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_8, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_9, X_{10}$
Malang	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
Lumajang	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
Jember	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$
Banyuwangi	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$
Bondowoso	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9, X_{10}$	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$
Situbondo	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
Probolinggo	$X_1, X_2, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$

Tabel 4.12 (Lanjutan)

Kabupaten/Kota	Variabel yang Signifikan	Variabel yang Signifikan
	Kusta PB	Kusta MB
Pasuruan	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9$
Sidoarjo	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
Mojokerto	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9$
Jombang	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$
Nganjuk	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$
Madiun	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_9, X_{10}$
Magetan	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_9, X_{10}$
Ngawi	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$
Bojonegoro	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$
Tuban	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_9, X_{10}$
Lamongan	$X_1, X_2, X_3, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9$
Gresik	$X_1, X_2, X_3, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_9, X_{10}$
Bangkalan	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9$
Sampang	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_3, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
Pamekasan	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9$
Sumenep	$X_1, X_2, X_3, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_3, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
Kota Kediri	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_3, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
Kota Malang	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_3, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
Kota Probolinggo	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_9, X_{10}$
Kota Pasuruan	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
Kota Mojokerto	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_9, X_{10}$
Kota Madiun	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_9, X_{10}$
Kota Surabaya	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_3, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
Kota Probolinggo	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_9, X_{10}$
Kota Pasuruan	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
Kota Mojokerto	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_9, X_{10}$
Kota Madiun	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_9, X_{10}$
Kota Surabaya	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	$X_1, X_2, X_3, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
Kota Batu	$X_1, X_2, X_3, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$	$X_1, X_2, X_3, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$

Tabel 4.12 menjelaskan bahwa pembobot fungsi *Adaptive Bisquare Kernel* pada kasus kusta PB menghasilkan 6 kelompok kab/kota berdasarkan kesamaan

variabel prediktor yang signifikan sedangkan pada kasus kusta MB menghasilkan 4 kelompok kab/kota. Selengkapnya pembagian kelompok tersebut dijelaskan oleh Tabel 4.13 dan 4.14 sebagai berikut :

Tabel 4.13 Pengelompokan Kabupaten/Kota Pada Kasus Kusta PB

No	Kab/Kota	Variabel yang Signifikan
1	Pacitan, Kediri, Probolinggo, Sidoarjo, Nganjuk, Magetan, Ngawi, Tuban, Lamongan, Sampang, Sumenep, Kota Kediri, Kota Probolinggo, Kota Pasuruan, Kota Mojokerto, Kota Surabaya, Kota Batu	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_{10}$
2	Ponorogo	$X_1, X_2, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
3	Trenggalek, Blitar, Situbondo, Pasuruan, Mojokerto, Jombang, Bojonegoro, Bangkalan, Pamekasan, Kota Blitar, Kota Malang, Kota Madiun	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$
4	Tulungagung, Malang, Jember, Bondowoso	$X_1, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
5	Lumajang	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_8, X_9, X_{10}$
6	Banyuwangi, Madiun, Gresik	$X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$

Tabel 4.14 Pengelompokan Kabupaten/Kota Pada Kasus Kusta MB

No	Kab/Kota	Variabel yang Signifikan
1	Pacitan, Pasuruan, Sidoarjo, Madiun. Magetan, Ngawi, Tuban, Lamongan, Gresik, Pamekasan, Sumenep, Kota Kediri, Kota Probolinggo, Kota Pasuruan, Kota Mojokerto, Kota Surabaya, Kota Batu	$X_1, X_2, X_3, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
2	Ponorogo, Trenggalek, Blitar, Kediri, Lumajang, Jember, Situbondo, Probolinggo, Mojokerto, Jombang, Bojonegoro, Sampang, Kota Blitar, Kota Madiun	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9$
3	Tulungagung, Bondowoso, Nganjuk, Kota Malang	$X_1, X_2, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}$
4	Malang, Banyuwangi, Bangkalan	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_7, X_8, X_9, X_{10}$

Sebagai contoh akan disajikan pengujian parameter pada lokasi dua (u_9, v_9) yaitu Kabupaten Banyuwangi.

Tabel 4.15 Pengujian Parameter Global Model MGWBNBR di Kab.Banyuwangi dengan Pembobot *Adaptive Bisquare Kernel*

Parameter	Kusta PB (Y_1)			Kusta MB (Y_2)		
	Taksiran	Z_{hitung}	P-value	Taksiran	Z_{hitung}	P-value
β_2	-2,5816	-317,083	0,0000	-1,8004	-1,3083	0,0000
β_3	-1,6710	843,8711	0,0000	2,8867	-10,2958	0,0000
β_5	-0,6199	-13,7623	0,0000	-0,69	5,1582	0,0000
β_6	2,0251	126,8887	0,0000	1,7507	-27,8589	0,0000
β_7	1,3181	-57,2999	0,0000	0,1716	-5026,53	0,0448
β_9	-3,8483	-530,113	0,0000	-7,1	-67,7329	0,0000

Tabel 4.16 Pengujian Parameter Lokal Model Lokal MGWBNBR di Kab.Banyuwangi dengan Pembobot *Adaptive Bisquare Kernel*

Parameter	Kusta PB (Y_1)			Kusta MB (Y_2)		
	Taksiran	Z_{hitung}	P-value	Taksiran	Z_{hitung}	P-value
β_0	1,0273	181,7652	0,0000	90,214	5282,96	0,0000
β_1	1,6788	82,5715	0,0000	1,2095	63,1575	0,0000
β_4	-0,042	-1.3866	0,1656	0,9062	80,0609	0,0000
β_8	0,1237	3,805	0,0001	0,1455	3,4423	0,0006
β_{10}	-0,0159	-0,4368	0,6622	-0,0179	-0,6359	0,5249

Berdasarkan Tabel 4.15 di Kabupaten Banyuwangi diketahui bahwa variabel-variabel yang berpengaruh secara signifikan dapat dilihat dari nilai $|Z_{hitung}| > Z_{\alpha/2}$ dengan taraf signifikansinya sebesar 5% di mana Z_{tabel} atau $Z_{\alpha/2} = 1,96$ dan variabel yang signifikan untuk Kusta PB adalah $X_1, X_2, X_3, X_5, X_6, X_7, X_9$ dan X_8 sedangkan variabel yang signifikan untuk Kusta MB adalah $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8$, dan X_9 sehingga dapat dibentuk model seperti berikut :

1. Kusta PB

$$\hat{\mu}_1 = \exp(1,0273 + 1,6788X_1 - 2,5816X_2 - 1,671X_3 - 0,042X_4 - 0,6199X_5 + 2,0251X_6 + 1,3181X_7 + 0,1237X_8 - 3,8483X_9 - 0,0159X_{10})$$

Setiap kenaikan satu satuan persentase penduduk miskin (X_1) maka akan melipatkan rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(1,626) = 5,3591$ kali dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap. Setiap kenaikan satu satuan

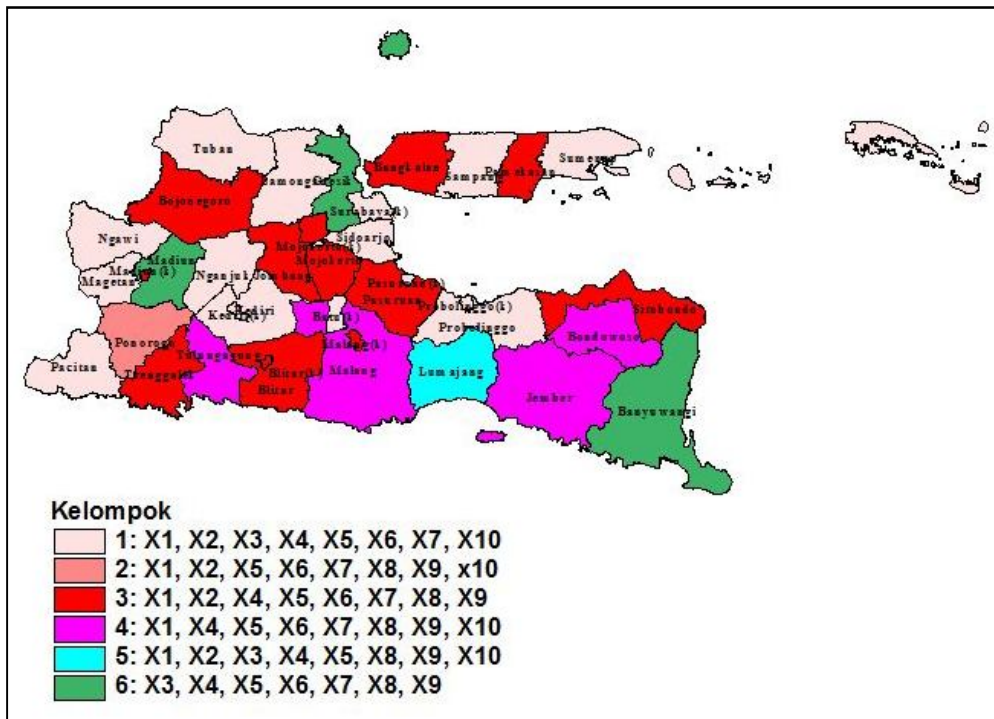
persentase rumah tangga ber PHBS (X_2) maka akan memperkecil rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(-2,5816) = 0,0757$ kali dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap. Setiap kenaikan satu satuan persentase kegiatan penyuluhan kesehatan (X_3) maka akan memperkecil rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(-1,671) = 1,783$ kali dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap. Setiap kenaikan satu satuan persentase rumah sehat (X_5) maka akan memperkecil rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(-0,6199) = 0,5380$ kali dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap. Setiap kenaikan satu satuan persentase penduduk yang mengobati penyakit sendiri (X_6) maka akan melipatkan rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(2,0251) = 7,5769$ kali dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap. Setiap kenaikan satu satuan persentase penduduk yang tidak tamat SD (X_7) maka akan melipatkan rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(1,3181) = 3,7363$ kali dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap. Setiap kenaikan satu satuan rasio penduduk yang tidak tamat SMA (X_8) maka akan melipatkan rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(0,1237) = 1,1317$ kali dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap. Setiap kenaikan satu satuan persentase penduduk yang melakukan keterbukaan informasi (X_9) maka akan memperkecil rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(-3,8483) = 0,0213$ kali dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap.

2. Kusta MB

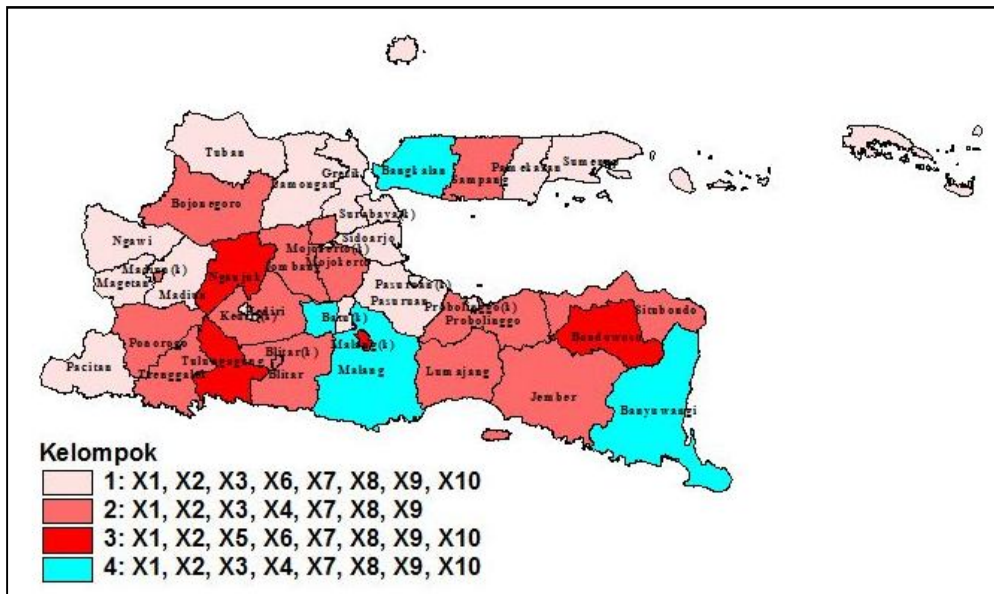
$$\hat{\mu}_2 = \exp(90,214 + 1,2095X_1 - 1,8004X_2 - 2,8867X_3 + 0,9062X_4 - 0,69X_5 + 1,7507X_6 + 0,1716X_7 + 0,1455X_8 - 7,1X_9 - 0,0179X_{10})$$

Setiap kenaikan satu satuan persentase penduduk miskin (X_1) maka akan melipatkan rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(1,2095) = 3,3518$ kali dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap. Setiap kenaikan satu satuan persentase rumah tangga ber PHBS (X_2) maka akan memperkecil rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(-1,8004) = 0,1652$ kali dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap. Setiap kenaikan satu satuan persentase kegiatan

penyuluhan kesehatan (X_3) maka akan memperkecil rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(-2,8867) = 0,056$ kali dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap. Setiap kenaikan satu satuan rasio tenaga medis (X_4) maka akan memperkecil rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(-0,9062) = 0,4040$ kali dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap. Setiap kenaikan satu satuan persentase rumah sehat (X_5) maka akan memperkecil rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(-0,69) = 0,5016$ kali dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap. Setiap kenaikan satu satuan persentase penduduk yang mengobati penyakit sendiri (X_6) maka akan melipatkan rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(1,7507) = 5,7586$ kali dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap. Setiap kenaikan satu satuan persentase penduduk yang tidak tamat SD (X_7) maka akan melipatkan rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(0,1716) = 1,1872$ kali dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap. Setiap kenaikan satu satuan rasio penduduk yang tidak tamat SMA (X_8) maka akan melipatkan rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(0,1455) = 1,1566$ kali dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap. Setiap kenaikan satu satuan persentase penduduk yang melakukan keterbukaan informasi (X_9) kali maka akan memperkecil rata-rata banyaknya penderita Kusta PB sebesar $\exp(-7,1) = 0,0008$ dengan asumsi variabel prediktor yang lain tetap.



Gambar 4.3 Pengelompokan Kab/Kota Pada Kasus Kusta PB Model MGWBNBR



Gambar 4.4 Pengelompokan Kab/Kota Pada Kasus Kusta MB Model MGWBNBR

Sebagai perbandingan antara model BNBR, GWBNBR dan MGWBNBR, maka di bawah ini disajikan nilai AIC dari masing-masing model.

Tabel 4.17 Nilai AIC Model

Model	Nilai AIC
BNBR	472147,1
GWBNBR	208167
MGWBNBR	203467,1

Sebagai tambahan perbandingan antara model GWBNBR dan MGWBNBR, maka di bawah ini disajikan nilai *SSE*, *MSE* dan *RMSE* dari masing-masing model. Nilai RSE lebih lengkap dapat di lihat pada Lampiran 13 dan Lampiran 14.

Tabel 4.18 SSE Model

Model		Y_1	Y_2
GWBNBR	SSE	664834,13	1099659,11
	MSE	17968,49	29720,52
	RMSE	134,05	172,40
MGWBNBR	SSE	9899,20	976256,75
	MSE	267,55	26385,32
	RMSE	16,36	162,44

Berdasarkan Tabel 4.16 dan Tabel 4.17 nilai AIC untuk metode MGWBNBR menghasilkan nilai yang lebih kecil dibandingkan dengan metode BNBR dan GWBNBR dan nilai SSE, MSE dan RMSE untuk metode MGWBNBR menghasilkan nilai yang lebih kecil dibandingkan dengan metode GWBNBR baik pada Kusta PB maupun MB, oleh karena itu dapat disimpulkan bahwa metode MGWBNBR sesuai digunakan dalam pemodelan jumlah penderita penyakit kusta tipe PB dan MB di Jawa Timur tahun 2012.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB 5

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan analisis yang telah dilakukan, diperoleh beberapa kesimpulan sebagai berikut:

1. Model MGWBNBR adalah suatu pemodelan yang menggabungkan model *Bivariat Negatif Binomial Regresion* (BNBR) dengan model *Geographically Weighted Bivariate Negative Binomial Regression* (GWBNBR), sehingga pada model MGWBNBR akan dihasilkan penaksir parameter yang sebagian bersifat global dan sebagian lainnya bersifat lokal sesuai dengan pengamatan data. Penaksiran parameter model MGWBNBR dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan bantuan iterasi numerik *Newton-Raphson*. Statistik uji model MGWBNBR menggunakan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) dengan membandingkan antara nilai likelihood di bawah H_0 dan likelihood dibawah populasi. Pengujian hipotesis dilakukan secara serentak dan secara parsial.
2. Pengujian kesamaan model MGWBNBR dan model GWBNBR memberikan kesimpulan bahwa terdapat perbedaan yang signifikan antara model MGWBNBR dan model GWBNBR sedangkan pengujian hipotesis secara serentak memberikan kesimpulan bahwa secara serentak variabel prediktor berpengaruh terhadap model.
3. Pemodelan MGWBNBR dengan pembobot Adaptive Bisquare Kernel membentuk 6 kelompok kabupaten/kota berdasarkan kesamaan variabel prediktor yang signifikan pada kasus Kusta PB dan 4 kelompok kabupaten/kota berdasarkan kesamaan variabel prediktor yang signifikan pada Kusta MB. Variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap seluruh kelompok baik kusta PB dan

MB adalah persentase kegiatan penyuluhan kesehatan dan persentase penduduk yang melakukan keterbukaan informasi yang berarti bahwa variabel ini bersifat global untuk seluruh kab/kota di Jawa Timur. Sedangkan persentase rumah tangga ber PHBS, rasio tenaga medis, rasio penduduk yang tidak tamat SMA dan rasio sarana kesehatan berpengaruh signifikan di sebagian kab/kota di provinsi Jawa Timur dimana variabel ini hanya bersifat lokal.

5.2 Saran

Dengan memperhatikan kesimpulan yang diperoleh, maka ada beberapa hal yang dapat disarankan untuk penelitian selanjutnya, diantaranya:

1. Berdasarkan hasil penelitian ini, saran yang bisa diberikan kepada Pemerintah Daerah (PEMDA) setempat di Propinsi Jawa Timur adalah meningkatkan sosialisasi tentang kasus Kusta PB dan Kusta MB serta penyebarannya pada berbagai lapisan masyarakat terutama pada mereka yang rentan tertular virus tersebut dengan menitikberatkan pada variabel signifikan yang berpengaruh.
2. MGWBNBR mampu mengkombinasikan karakteristik lokal dan karakteristik global yang akan lebih tepat digunakan. Sehingga selain kebijakan umum diperlukan juga kebijakan khusus pada beberapa aspek yang secara nyata berbeda kondisinya antar satu lokasi dengan lokasi lainnya.
3. Konsep respons bivariat dalam model ini bisa dikembangkan pada kasus-kasus lainnya, misalnya pada respons banyaknya pengguna narkoba dan penderita HIV AIDS, serta respons bivariat lainnya yang berupa *count* data.

DAFTAR PUSTAKA

- Agresti, A. (2007). *Categorical Data Analysis*. John Wiley and Sons.Inc: New York.
- Akaike, H. (1978). A Bayesian analysis of the minimum AIC procedure. In *Selected Papers of Hirotugu Akaike* (pp. 275-280). Springer New York.
- Cameron, A.C., dan Trivedi, P. K. (1998). *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge University Press. USA.
- Cheon, S., Song, S.H., dan Jung, B.C. (2009), "Test for Independence in a Bivariate Negative Binomial Model", *Journal of the Korean Statistical Society*, vol. 38, hal, 185-190.
- Department of Health and Family, (2010), *Guidelines for the Control of Leprosy In the Northern Theritory*, Australia.
- Dobson, A. J, (2002), *An introduction to Generalized Linear Models*, Second Edition, Chapman & Hall/CRC, U.S.A.
- Draper, N., dan Smith, H. (1992). *Analisis Terapan*. Jakarta : Gramedia.Fajar, N.A. 2002. Analisis Faktor Sosial Budaya Dalam Keluarga Yang Mempengaruhi Pengobatan Dini Dan Keteraturan Berobat Pada Penderita Kusta (Studi Pada Keluarga Penderita di Kabupaten Gresik) Tahun 2002. Jakarta : (<http://digilib.litbang.depkes.go.id/>).
- Famoye, F. (2010), "On the Bivariate Negative BBinomial Regression Model", *Journal of Applied Statistics*, Vol 37, No. 6, hal 969-981.
- Fotheringham, A. S., Brunsdon, C., & Charlton, M. (2002), *Geographically Weighted Regression*, Jhon Wiley & Sons, Chichester, UK.
- Frisanty, A. (2013). *Pemodelan Kanker Serviks di Jawa Timur dengan Regresi Binomial Negatif dan Geographically Weighted Poisson Regression (GWNBR)*. Surabaya : Program Sarjana, Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Greene,W. (2008). *Functional Forms For The Negative Binomial Model For Count Data*. Foundation and Trends in Econometrics. Working Paper.

- Departement of Economics. Stren Scool of Business: New York University, 585-590.
- Gujarati, D. N. (2004). *Econometrics Analysis, 5th Edition*. Prentice Hall, New Jersey.
- Gurmu, S. (1991), “ Test of Detecting Overdispersion in the Positive Poisson Regression Model “, *Journal of Business and Economics Statistics*, Vol. 9, No. 2, pp. 215-222.
- Haight, F. A. (1967), *Handbook of Poisson Distribution*, USA: John Wiley & Sons Ltd.
- Hardin, J.W, dan Hilbe, J.M. (2007). *Generalized Linear Models and Extensions*. Texas : A Stata Press Publication.
- Hilbe, J. M., (2011), *Negative Binomial Regression* (Edisi kedua), UK : Cambridge University Press.
- Hiswani. (2001). *Kusta Salah Satu Penyakit Menular Yang Masih Di Jumpai Di Indonesia*. Fakultas Kedokteran. Universitas Sumatera Utara. Medan.
- Hutabarat, B. (2008). *Pengaruh Faktor Internal dan Eksternal Terhadap Kepatuhan Minum Obat Penderita Kusta Di Kabupaten Asahan Tahun 2007 (Thesis)*. Universitas Suamtera Utara. Medan.
- Kementerian Kesehatan Republik Indonesia, (2013), *Profil Kesehatan Indonesia Tahun 2012*, Jakarta: Kemenkes RI.
- Kocherlakota, S., dan Kocherlakota, K. (1992), *Bivariate Discrete Distributions*, Marcel Dekker, New York.
- Lawless, J.F. (1987), “Negative Binomial and Mixed Poisson Regression”, *The Canadian Journal of Statistics*, vol.15, hal.209-225.
- Lee, S. I. (2004), “Developing a Bivariate Spatial Association Measure: An Integration of Pearson's r and Moran's I”, *Journal of Geographical Systems*, 3:369-385.
- Lin, C. H., dan Wen, T. H. (2011), “Using Geographically Weighted Regression (GWR) to Explore Spatial Varying Relationships of Immature

- Mosquitoes and Human Densities with the Incidence of Dengue”, *International Journal Environ Res Public Health*, No. 8, 2798-2815.
- Lieztyanto, Y. G. (2014). *Estimasi Model Geographically Weighted Negative Binomial Regression (GWNBR) Pada Data Kasus Kanker Serviks di Jawa Timur*. Surabaya: Program Sarjana, Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- McCullagh, P., dan Nelder, J. (1989), *Generalized Linear Models*, second edition Chapman and Hall, London.
- Nakaya, T., Fotheringham, A. S., Brunsdon, C., dan Charlton, M. (2005), “Geographically Weighted Poisson Regression for Disease Association Mapping”, *Statistics in Medicine*, 24, 2695-2717.
- Nelder, J., dan Wedderburn, R. W. M. (1972), *Generalized Linear Models*, J.R. Statist. Soc. A, 135(3), 370-384.
- Norlatifah, Sutomo. A.H., dan Solikhah. (2010). *Hubungan Kondisi Fisik Rumah, Sarana Air Bersih Dan Karakteristik Masyarakat Dengan Kejadian Kusta Di Kabupaten Tapin Kalimantan Selatan*. KES MAS. Vol 3. No. 1. ISSN : 1978-0575.
- Park, B.J., dan Lord, D. (2008), *Adjustment for The Maximum Likelihood Estimate of The Negative Binomial Dispersion Parameter*, Texas University, USA.
- Propastin, P., Kappas, M., dan Erasmi, S. (2008), “Application of Geographically Weighted Regression to Investigate the Impact of Scale on Prediction Uncertainty by Modelling Relationship between Vegetation and Climate”, *International Journal of Spatial Data Infrastructures Research*, Vol. 3, 73-94.
- Ricardo, A., dan Carvalho, T. V. R. (2013). *Geographically Weighted Negative Binomial Regression-Incorporating Overdispersion*. Springer Science: Business Media New York.
- Ruslan. (2013). *Pengaruh Pengetahuan, Sikap, Persepsi Terhadap Perilaku Pencarian Pengobatan Penderita Kusta Pada Fasilitas Kesehatan Di*

*Kabupaten Bima. Fakultas Kedokteran Universitas Padjadjaran.
Bandung.*

Simunati, (2013). *Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Kejadian Penyakit Kusta Di Poliklinik Rehabilitasi Rumah Sakit Dr.Tadjuddin Chalid Makassar.* Poltekkes Kemenkes Makassar. Vol 3. No. 1. ISSN : 2302-1721.

Zhao, P., Chow, L. F., Li, M. T., dan Liu, X. (2005). *A Transit Ridership Model Based on Geographically Weighted Regression and Service Quality Variables.* Departement of Civil and Environmental Engineering: Floria International University.

Zulkifli. (2003). *Penyakit Kusta dan Masalah Yang Ditimbulkannya.* FKM Universitas Sumatera Utara. Medan.

Lampiran 1. Data Penderita Kasus Kusta PB dan MB tahun 2012 serta Variabel yang Mempengaruhinya

Kab/Kota	Y1	Y2	X1	X2	X3	X4
Pacitan	4	19	34,9479	54,81	1,29778	13,8022
Ponorogo	3	62	40,8176	35,09	0,62732	13,6424
Trenggalek	1	18	39,8198	34,35	0,67936	15,4667
Tulungagung	0	27	25,1427	35,32	1,44704	4,19114
Blitar	2	13	23,0039	49,63	0,51218	11,8059
Kediri	1	35	27,8692	64,89	0,33976	10,6052
Malang	2	69	28,2693	57,25	1,15053	16,887
Lumajang	9	181	27,8889	40,52	0,21802	11,9262
Jember	14	357	29,4372	63,8	0,19969	13,1658
Banyuwangi	3	52	33,7894	38,63	0,81172	8,60477
Bondowoso	0	20	62,3884	14,55	0,40123	15,9529
Situbondo	33	258	49,9978	18,86	0,88596	9,13672
Probolinggo	25	263	42,314	20,05	1,18187	8,15948
Pasuruan	16	199	33,0979	38,59	0,49052	8,75011
Sidoarjo	4	72	18,3999	56,93	0,69063	36,1045
Mojokerto	2	59	22,9116	37,55	0,91879	5,42874
Jombang	2	124	26,3122	45,31	1,20996	16,262
Nganjuk	16	94	30,252	30,91	0,71652	5,46067
Madiun	1	32	28,896	46,92	3,29125	17,8579
Magetan	1	30	37,3651	64,57	1,89756	8,85279
Ngawi	0	62	33,6175	62,32	1,20007	10,9907
Bojonegoro	1	129	47,349	43,49	1,27637	12,9672
Tuban	11	232	33,6876	53,67	0,85989	9,98328
Lamongan	13	131	46,0718	45,54	1,36003	12,6495
Gresik	13	145	22,3534	54,84	0,08513	4,45013
Bangkalan	32	415	51,1392	39,69	0,87144	9,27291
Sampang	36	553	59,1096	29,09	3,01754	6,30312
Pamekasan	6	214	45,6254	8,5	0,59768	4,27527
Sumenep	71	418	53,8974	59,99	2,44704	3,51164
Kota Kediri	0	8	13,5984	65,74	1,70857	105,598
Kota Blitar	1	3	15,2221	30,44	2,59227	92,1563
Kota Malang	1	14	15,1638	36,07	0,47899	43,349
Kota Probolinggo	1	23	19,9521	52,19	1,50396	28,3257
Kota Pasuruan	0	18	14,6765	38,52	4,05009	31,5715
Kota Mojokerto	3	6	34,2815	53,9	3,31538	84,0473
Kota Madiun	0	7	32,398	44,46	4,01749	167,033
Kota Surabaya	13	139	16,3711	62,97	0,84782	20,4183
Kota Batu	0	0	13,2433	31,48	0,25206	69,8177

Lampiran 1. (Lanjutan)

Kab/Kota	X5	X6	X7	X8	X9	X10
Pacitan	49,89	63,7	13,39	148	33,84	1079
Ponorogo	61,17	57,58	20,58	309	32,71	1575
Trenggalek	60,54	58,68	15,25	97	30,58	1128
Tulungagung	57,8	69,41	12,41	192	31,09	1637
Blitar	65,18	60,3	16,31	107	28,23	1824
Kediri	56,46	66,07	16,45	132	27,24	2217
Malang	70,55	51,47	18,95	96	28,13	3362
Lumajang	76,55	73,45	18,02	98	25,03	1606
Jember	80,02	70,6	20,37	54	29,52	3294
Banyuwangi	73,76	69,04	20,17	170	29,66	2681
Bondowoso	38,93	67,61	27,65	273	28,36	1381
Situbondo	53,07	69,49	22,71	227	24,48	1162
Probolinggo	38,29	56,76	27,21	414	21,76	1797
Pasuruan	64,05	62,6	20,18	325	24,73	2382
Sidoarjo	68,63	55,89	6,46	182	38,85	2231
Mojokerto	72,37	56,41	15,46	256	32,44	1683
Jombang	77,69	69,76	12,44	104	30,55	2004
Nganjuk	50,53	58,16	14,62	132	28,25	1712
Madiun	69,27	53,93	16,47	106	29,36	1195
Magetan	73,93	50,78	13,67	228	31,76	1259
Ngawi	62,7	64,85	14,9	93	29,56	1515
Bojonegoro	77,37	63,56	14,57	188	28,11	2170
Tuban	64,96	56,52	14,08	215	26,48	1897
Lamongan	84,46	62,64	15,78	186	28,67	2396
Gresik	87,17	49,81	9,9	291	32,55	1956
Bangkalan	81,18	64,39	13,09	138	25,88	1488
Sampang	51,92	63,96	25,75	435	20,8	1263
Pamekasan	51,24	74,32	17,55	206	21,01	1144
Sumenep	56,29	82,39	17,65	292	24,38	1866
Kota Kediri	83,3	84,59	8,76	261	41,58	417
Kota Blitar	81,93	66,38	10,36	215	35,74	205
Kota Malang	86,84	68,48	5,89	241	43,2	761
Kota Probolinggo	78,62	82,03	11,66	632	32,29	274
Kota Pasuruan	68,79	48,53	12,04	423	30,29	347
Kota Mojokerto	81,12	48,82	7,3	410	34,46	200
Kota Madiun	72,41	78,28	5,79	251	36,82	325
Kota Surabaya	80,99	71,65	6,44	468	40,11	3095
Kota Batu	67,8	56,79	14,14	211	30,13	224

Lampiran 1. (Lanjutan)

Definisi Variabel

Y_1	Jumlah kasus kusta PB
Y_2	Jumlah kasus kusta MB
X_1	Persentase penduduk miskin
X_2	Persentase rumah tangga ber PHBS
X_3	Rasio kegiatan penyuluhan kesehatan
X_4	Rasio tenaga medis per 100000 penduduk
X_5	Persentase rumah sehat
X_6	Persentase penduduk yang mengobati penyakit sendiri
X_7	Persentase penduduk yang tidak tamat SD
X_8	Rasio penduduk yang tidak tamat SMA per 100000 penduduk
X_9	Persentase penduduk yang melakukan keterbukaan informasi
X_{10}	Rasio sarana kesehatan

Lampiran 2. Statistik Deskriptif, Korelasi Variabel Respon, dan Multikolinieritas Variabel Prediktor

A. Statistik Deskriptif

Descriptive Statistics						
	N	Minimum	Maximum	Mean	StDev	CoefVar
Y1	38	,00	71,00	8,9737	14,29	159,2
Y2	38	,00	553,00	118,4474	135,9	114,73
X1	38	13,24	62,39	32,3863	13,02	40,21
X2	38	8,50	65,74	43,7218	14,79	33,82
X3	38	,09	4,05	1,3013	1,058	81,23
X4	38	3,51	167,03	25,4943	34,35	134,75
X5	38	38,29	87,17	67,8361	12,97	19,12
X6	38	48,53	84,59	63,9389	9,39	14,68
X7	38	54,00	632,00	231,7368	125,9	54,33
X8	38	5,79	27,65	15,1163	5,563	36,8
X9	38	20,80	43,20	30,2271	5,288	17,49
X10	38	200,00	3362,00	1546,1053	845	54,62
Valid N (listwise)	38					

B. Korelasi Variabel Respon

Correlations			
		Y1	Y2
Y1	Pearson Correlation	1	,830**
	Sig, (2-tailed)		,000
	N	38	38
Y2	Pearson Correlation	,830**	1
	Sig, (2-tailed)	,000	
	N	38	38

**, Correlation is significant at the 0,01 level (2-tailed),

Lampiran 2. (Lanjutan)

C. Identifikasi Multikolinearitas Variabel Prediktor

Correlation

		X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10
X1	Pearson										
	Correlation	1	-.370*	.023	-.359*	.517**	.073	-.024	.653**	.648**	.144
	Sig. (2-tailed)		.022	.891	.027	.001	.662	.889	.000	.000	.390
	N	38	38	38	38	38	38	38	38	38	38
X2	Pearson										
	Correlation	-.370*	1	.076	.095	.485**	.013	-.097	-.466**	.409*	.280
	Sig. (2-tailed)	.022		.652	.571	.002	.939	.564	.003	.011	.088
	N	38	38	38	38	38	38	38	38	38	38
X9
	Pearson										
	Correlation	-.370*	.409*	.104	.563**	.560**	.078	.102	-.779**	1	-.231
	Sig. (2-tailed)	.022	.011	.535	.000	.000	.641	.541	.000		.163
X10	N	38	38	38	38	38	38	38	38	38	38
	Pearson										
	Correlation	.144	.280	-.490**	-.575**	.001	-.080	-.325*	.301	-.231	1
	Sig. (2-tailed)	.390	.088	.002	.000	.994	.635	.047	.066	.163	
X10	N	38	38	38	38	38	38	38	38	38	38

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed)

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Lampiran 2. (Lanjutan)

D. Uji VIF Variabel Prediktor

Coefficients ^a		
Model	Collinearity Statistics	
	Tolerance	VIF
(Constant)		
1 X1	,467	2,143
X2	,517	1,934
X3	,484	2,066
X4	,349	2,863
X5	,497	2,013
X6	,842	1,187
X7	,787	1,271
X8	,252	3,975
X9	,295	3,391
X10	,422	2,367

a. Dependent Variable: Y1

Lampiran 3. Lintang dan Bujur masing-masing Kabupaten/Kota

Kab/Kota	u	v
Pacitan	-7,36	111,53
Ponorogo	-7,24	111,26
Trenggalek	-7,12	113,15
Tulungagung	-7	113,51
Blitar	-8,02	111,42
Kediri	-8,16	113,32
Malang	-7,47	112,74
Lumajang	-7,54	113,49
Jember	-7,59	112,37
Banyuwangi	-7,52	111,57
Bondowoso	-8,03	112
Situbondo	-7,09	112,24
Probolinggo	-7,09	111,53
Pasuruan	-7,39	111,19
Sidoarjo	-7,07	112,24
Mojokerto	-7,27	112,42
Jombang	-8,08	113,56
Nganjuk	-7,32	112,42
Madiun	-7,43	113,56
Magetan	-7,57	112,92
Ngawi	-7,32	112,13
Bojonegoro	-8,03	111,53
Tuban	-7,1	113,28
Lamongan	-8,1	114,21
Gresik	-7,47	112,03
Bangkalan	-8,11	111,06
Sampang	-6,52	112,01
Pamekasan	-7,34	111,26
Sumenep	-7,02	112,44
Kota Kediri	-7,58	112,38
Kota Blitar	-8,04	112,09
Kota Malang	-7,38	112,09
Kota Probolinggo	-7,14	112,44
Kota Pasuruan	-7,37	111,3
Kota Mojokerto	-7,28	112,5
Kota Madiun	-7,45	113,12
Kota Surabaya	-7,51	112,31
Kota Batu	-7,49	112

Lampiran 4. Pengujian Heterogenitas

```
setwd("D://kusta")
data=read.csv("kustal0.csv",sep=";",header=TRUE)
E1=((y1-mu11)* #error kuadrat pada populasi 1
E2=((y2-mu21)*#error kuadrat pada populasi 2
E=cbind(E1,E2)
G=lm(E~x[,2]+x[,3]+x[,4]+x[,5]+x[,6]+x[,7]+x[,8]+x[,9]+x
[,10]+x[,11]) #Glejser
g=G$fit
covar1=t(E-g)%*(E-g)
det1=det(covar1)
g0=cbind(E1-mean(E1),E2-mean(E2))
covar0=t(g0)%*g0
det0=det(covar0)
Gvalue=-(n-10-1-0.5*11)*log(det1/det0) #Nilai Uji
Glejser
Glejser=pchisq(Gvalue,(2*p),lower.tail=FALSE) #Nilai Q
Hasil:
$Glejser
[1] 2.045543e-05
$Gvalue
[1] 60.25961
```

Lampiran 5. Bandwidth di Tiap Kabupaten/Kota

Kab/Kota	Bandwidth
1	1,960642
2	2,250092
3	1,866831
4	2,240772
5	2,07512
6	2,099018
7	1,443493
8	2,124966
9	1,196831
10	1,863391
11	1,560806
12	1,328554
13	1,982062
14	2,26493
15	1,335459
16	1,235848
17	2,258605
18	1,220662
19	2,219867
20	1,566085
21	1,377702
22	1,98179
23	1,99834
24	2,864082
25	1,461678
26	2,438989
27	1,797387
28	2,217218
29	1,359526
30	1,189505
31	1,486625
32	1,409141
33	1,274798
34	2,169002
35	1,241491
36	1,793031
37	1,201113
38	1,48031

Lampiran 6. Jarak Euclidean Antar Wilayah

Kab/ Kota	1	2	3	4	...	36	37	38
1	0,000	0,295	1,638	2,012	...	1,593	0,794	0,488
2	0,295	0,000	1,894	2,263	...	1,872	1,084	0,781
3	1,638	1,894	0,000	0,379	...	0,331	0,926	1,208
4	2,012	2,263	0,379	0,000	...	0,595	1,304	1,588
5	0,669	0,796	1,950	2,326	...	1,793	1,026	0,786
6	1,961	2,256	1,054	1,175	...	0,738	1,201	1,480
7	1,215	1,498	0,539	0,902	...	0,381	0,432	0,740
8	1,968	2,250	0,540	0,540	...	0,381	1,180	1,491
9	0,871	1,164	0,911	1,284	...	0,763	0,100	0,383
10	0,165	0,418	1,630	2,008	...	1,552	0,740	0,431
⋮
29	0,971	1,200	0,717	1,070	...	0,805	0,507	0,644
30	0,878	1,170	0,897	1,270	...	0,751	0,099	0,391
31	0,881	1,153	1,404	1,760	...	1,187	0,574	0,557
32	0,560	0,842	1,091	1,470	...	1,032	0,256	0,142
33	0,936	1,184	0,710	1,079	...	0,747	0,392	0,562
34	0,230	0,136	1,867	2,241	...	1,822	1,020	0,710
35	0,973	1,241	0,669	1,048	...	0,643	0,298	0,542
36	1,593	1,872	0,331	0,595	...	0,000	0,812	1,121
37	0,794	1,084	0,926	1,304	...	0,812	0,000	0,311
38	0,488	0,781	1,208	1,588	...	1,121	0,311	0,000

Lampiran 7. Matriks Pembobot Geografis

Kab/ Kota	1	2	3	4	...	36	37	38
1	1	0,945	0,021	0	...	0,036	0,638	0,854
2	0,958	1	0,016	0	...	0,021	0,509	0,725
3	0,050	0	1	0,918	...	0,937	0,565	0,333
4	0,035	0	0,943	1	...	0,863	0,434	0,244
5	0,778	0,694	5,04E+3	0	...	0,024	0,523	0,702
6	0,013	0	0,555	0,466	...	0,765	0,447	0,246
7	0,077	0	0,736	0,362	...	0,863	0,826	0,536
8	0,003	0	0,862	0,862	...	0,930	0,434	0,207
9	0,194	1E+04	0,150	0	...	0,325	0,985	0,795
10	0,983	0,891	0,021	0	...	0,050	0,678	0,884
⋮
29	0,198	0,023	0,486	0,106	...	0,383	0,720	0,572
30	0,191	3,24E+3	0,170	0	...	0,346	0,986	0,790
31	0,411	0,149	0,008	0	...	0,121	0,719	0,733
32	0,645	0,309	0,064	0	...	0,110	0,920	0,975
33	0,211	0,018	0,474	0,079	...	0,429	0,819	0,648
34	0,974	0,991	0,016	0	...	0,029	0,547	0,763
35	0,148	5,18E+0	0,503	0,082	...	0,535	0,888	0,654
36	0,013	0	0,925	0,768	...	1	0,592	0,315
37	0,299	0,024	0,148	0	...	0,277	1	0,866
38	0,752	0,435	0,034	0	...	0,089	0,895	1

Lampiran 8. Syntax R Untuk Penaksiran dan Pengujian Hipotesis Parameter Model MGWBNBR

A. Himpunan dibawah populasi

```
MGWBNBR1=function(respons1,respons2,covariate,start1,
pembobot)
{
  start=round(start1,0)
  y1=as.matrix(respons1)
  y2=as.matrix(respons2)
  w=pembobot
  n=nrow(y1)
  x=as.matrix(cbind(rep(1,n),covariate))
  p=ncol(x)
  start=start
  A=matrix(nrow=1,ncol=1)
  Hasil=matrix(nrow=2*p+1,ncol=n)
  z=matrix(nrow=2*p+1,ncol=n)
  se=matrix(nrow=2*p+1,ncol=n)
  pv=matrix(nrow=2*p+1,ncol=n)
  param=matrix(nrow=2*p+1,ncol=n)
  signif=matrix(nrow=2*p+1,ncol=n)
  A=NULL
  A_BNBR=NULL
  Q_BNBR=function(param)
  {
    bel=as.matrix(param[1:p])
    miyul=exp(x%*%bel)
    be2=as.matrix(param[(p+2):(2*p+1)])
```

A. Himpunan dibawah Populasi (Lanjutan)

```
miyu2=exp(x%%be2)
t=param[(p+1)]
for(j in 1:n)
{
  A_BNBR[j]=lgamma(t^(-1)+y1[j]+y2[j])-lgamma(t^(-
    1))-lgamma(y1[j]+1)lgamma(y2[j]+1)+(y1[j]*
    log(miyu1[j]))+(y2[j]*log(miyu2[j]))-
    t^(-1)*log(t)-(t^(-1)+y1[j]+y2[j])*log(t^(-
    1)+miyu1[j]+miyu2[j])
}
Q_BNBR=sum(A_BNBR)
}
fit_BNBR=optim(par=start,fn=Q_BNBR,control=list(fnscale=-1,maxit=10000,ndeps=rep(1e-6,23)),hessian=TRUE)
parameter_BNBR=as.matrix(fit_BNBR$par)
for(i in 1:n)
{
  Q=function(param)
  {
    a=x%%parameter_BNBR[1:p,1]
    b=x%%parameter_BNBR[(p+2):(2*p+1),1]
    bel=as.matrix(param[1:p])
    miyu1=exp(x%%bel+a)
```

A. Himpunan dibawah Populasi (Lanjutan)

```
be2=as.matrix(param[(p+2):(2*p+1)])
miyu2=exp(x%%be2+b)
t=param[(p+1)]
for(j in 1:n)
{
  A[j]=(lgamma(t^(-1)+y1[j]+y2[j])-lgamma(t^(-1))-
  lgamma(y1[j]+1)-lgamma(y2[j]+1)+(y1[j]*
  log(miyu1[j]))+(y2[j]*log(miyu2[j]))-t^(-1)*
  log(t)-(t^(-1)+y1[j]+y2[j])*log(t^(1)+
  miyu1[j]+miyu2[j]))*w[i,j]
}
Q=sum(A)
}
fit=optim(par=start,fn=Q,control=list(fnscale=-
1,maxit=10000,ndeps=rep(1e-9,23)),hessian=TRUE)
parameter=as.matrix(fit$par)
hes=fit$hessian
inv=diag(-solve(hes,tol=1e-11))
Hasil[,i]=parameter
se[,i]=as.matrix(sqrt(abs(inv)))
z[,i]=Hasil[,i]/se[,i]
pv[,i]=2*pnorm(abs(z[,i]),lower.tail=FALSE)
for(j in 1:2*p+1)
{
```

A. Himpunan dibawah Populasi (Lanjutan)

```
    if (pv[j,i]<0.01) signif[j,i]="***" else if
(pv[j,i]<0.05) signif[j,i]=" **" else if
(pv[j,i]<0.1)
    signif[j,i]=" *" else signif[j,i]="..."
  }
}
b1=Hasil[1:p,]
t=Hasil[(p+1),]
b2=Hasil[(p+2):(2*p+1),]
mu11=matrix(nrow=n,ncol=1)
mu21=matrix(nrow=n,ncol=1)
mu10=matrix(nrow=n,ncol=1)
mu20=matrix(nrow=n,ncol=1)
Q0=matrix(nrow=1,ncol=n)
Q1=matrix(nrow=1,ncol=n)
for(i in 1:n)
{
  mu11[i]=exp((x[i,]%*%b1[,i]))
  mu21[i]=exp((x[i,]%*%b2[,i]))
  mu10[i]=exp(b1[1,i])
  mu20[i]=exp(b2[1,i])
  Q0[i]=lgamma(t[i]^(-1)+y1[i]+y2[i]-lgamma(t[i]^(-1))-
  lgamma(y1[i]+1)lgamma(y2[i]+1)+(y1[i]*log(mu10[i]))+
  (y2[i]*log(mu20[i])))-t[i]^(-1)*log(t[i])-(t[i]^(-
  1)+y1[i]+y2[i])*log(t[i]^(-1)+mu10[i]+mu20[i]))
```

A. Himpunan dibawah Populasi (Lanjutan)

```
Q1[i]=lgamma(t[i]^(-1)+y1[i]+y2[i]-lgamma(t[i]^(-1))-
lgamma(y1[i]+1)lgamma(y2[i]+1)+(y1[i]*log(mu11[i]))+
(y2[i]*log(mu21[i]))-t[i]^(-1)*log(t[i])-(t[i]^(-
1)+y1[i]+y2[i])*log(t[i]^(-1)+mu11[i]+mu21[i]))
}
MU=round(cbind(mu11,mu21),2);MU

L0=sum(Q0)
L1=sum(Q1)
loglike=t(rbind(Q1,Q0))
LR=-2*(L0-L1)
AIC=-2*L1+2*(nrow(param))
write.csv2(Hasil,"Output/MGWBNNBR1_Parameter.csv")
write.csv2(se,"Output/MGWBNNBR1_SE.csv")
write.csv2(z,"Output/MGWBNNBR1_Z.csv")
write.csv2(pv,"Output/MGWBNNBR1_Pval.csv")
write.csv2(loglike,"Output/MGWBNNBR1_Loglikelihood.csv")
write.csv2(LR,"Output/MGWBNNBR1_LR.csv")
write.csv2(AIC,"Output/MGWBNNBR1_AIC.csv")
write.csv2(MU,"Output/MGWBNNBR1_MU.csv")

list(Parameter1=round(Hasil[1:p,],digit=4),SE=round(se
[1:p,],digit=4),Zscore=round(z[1:p,],digit=4),Pvalue=r
ound(pv[1:p,],digit=4),Parameter2=round(Hasil[(p+2):(2
*p+1)],digit=4),SE=round(se[(p+2):(2*p+1)],digit=4),
```

A. Himpunan dibawah Populasi (Lanjutan)

```
Zscore=round(z[(p+2):(2*p+1)],,digit=4),Pvalue=round(p
v[(p+2):(2*p+1)],,digit=4),tao=t,se.tao=round(se[(p
+1)],,digit=4),Z.tao=round(z[(p+1)],,digit=4),
    P.tao=pv[(p+1)],,
    LR=LR,
    AIC=AIC,
    MU=MU)
}
```

B. Himpunan dibawah H_0

```
MGWBNBR0=function(respons1,respons2,start,pembobot,lok
asi,nd)
{
y1=as.matrix(respons1)
y2=as.matrix(respons2)
w=as.matrix(pembobot)
n=nrow(y1)
start=start
A=matrix(nrow=1,ncol=1)
Hasil=matrix(nrow=3,ncol=n)
z=matrix(nrow=3,ncol=n)
se=matrix(nrow=3,ncol=n)
pv=matrix(nrow=3,ncol=n)
param=matrix(nrow=3,ncol=1)
signif=matrix(nrow=3,ncol=n)
A=NULL
```


B. Himpunan dibawah H_0 (Lanjutan)

```
Q_BNBR=function(param)
{
  be1=param[1]
  miyu1=rep(exp(be1),n)
  be2=param[3]
  miyu2=rep(exp(be2),n)
  t=param[2]

  for(i in 1:n)
  {
    A_BNBR[i]=(lgamma(t^(-1)+y1[i]+y2[i])-
               lgamma(t^(-1))-lgamma(y1[i]+1)-
               lgamma(y2[i]+1)+(y1[i]*log(miyu1[i]))+
               (y2[i]*log(miyu2[i]))-t^(-1)*log(t)-(t^(-
               1)+y1[i]+y2[i])*log(t^(-1)+
               miyu1[i]+miyu2[i]))
  }
  Q_BNBR=sum(A)
}

fit_BNBR=optim(par=start,fn=Q_BNBR,control=list(fnscale=-1,maxit=10000,ndeps=rep(1e-8,3)),hessian=TRUE)
parameter=as.matrix(fit_BNBR$par)

Q=function(param)
{
  be1=param[1]
  miyu1=rep(exp(be1),n)
  be2=param[3]
```

B. Himpunan dibawah H_0 (Lanjutan)

```
miyu2=rep(exp(be2),n)
t=param[2]
for(i in 1:n)
{
  A[i]=(lgamma(t^(-1)+y1[i]+y2[i])-lgamma(t^(-1))-
        lgamma(y1[i]+1)lgamma(y1[i]+1)+(y1[i]*
        log(miyu1[i]))+ (y2[i]*log(miyu2[i]))-
        t^(-1)*log(t)-(t^(-1)+y1[i]+y2[i])*log(t^(-1)+
        miyu1[i]+miyu2[i]))*w[lokasi,i]
  }
  Q=sum(A)
}
fit=optim(start,Q,control=list(fnscale=-
1,maxit=10000,ndeps=rep(nd,3)),hessian=TRUE)
parameter=as.matrix(fit$par)
b1=parameter[1]
b2=parameter[3]
t=parameter[2]
mu1=exp(b1)
mu2=exp(b2)
L=(lgamma(t^(-1)+y1[lokasi]+y2[lokasi])-
lgamma(t^(1))lgamma(y1[lokasi]+1)lgamma(y2[lokasi]+1)+
(y1[lokasi]*log(mu1))+(y2[lokasi]*log(mu2))-t^(-
1)*log(t)-(t^(-1)+y1[lokasi]+y1[lokasi])*log(t^(-
1)+mu1+mu2))
L=L
list(parameter=parameter,Q=L)
}
```

Lampiran 9. Koefisien Parameter untuk Setiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur

Kab/Kota	τ	$\beta_{1.0}$	$\beta_{1.1}$	$\beta_{1.2}$	$\beta_{1.3}$	$\beta_{1.4}$
Pacitan	1614,813	-5,155	1,576	0,717	2,929	0,318
Ponorogo	1611,509	1,027	1,679	-2,582	16,263	-0,042
Trenggalek	1614,579	1,893	3,322	-1,995	18,100	-0,968
Tulungagung	1617,904	11,267	0,286	-2,887	10,892	1,800
Blitar	1611,645	1,612	0,718	2,451	5,708	-0,237
Kediri	1617,488	2,346	0,541	0,802	15,421	1,605
Malang	1613,765	4,339	3,721	-0,080	14,386	-0,254
Lumajang	1613,567	4,120	0,055	1,074	7,937	0,034
Jember	1613,301	-2,023	0,440	-0,078	3,383	-0,208
Banyuwangi	1619,448	1,127	3,197	-1,000	-0,297	-1,198
Bondowoso	1612,719	3,684	0,807	-0,332	1,098	-0,936
Situbondo	1615,017	2,615	1,396	0,402	16,525	-0,932
Probolinggo	1615,385	1,314	1,271	-0,655	16,189	-1,146
Pasuruan	1614,584	3,413	1,904	0,865	5,578	-0,075
Sidoarjo	1610,228	9,271	2,316	1,920	14,995	-1,391
Mojokerto	1610,216	4,355	-1,201	-2,222	17,653	-1,948
Jombang	1612,069	0,259	-0,788	-0,863	9,364	-2,646
Nganjuk	1610,120	1,711	-1,175	1,214	6,333	-0,739
Madiun	1612,025	5,857	-0,342	-1,268	11,586	-0,339
Magetan	1611,632	4,580	0,921	-1,470	6,636	-0,100
Ngawi	1611,445	4,813	1,422	-2,280	9,138	-1,295
Bojonegoro	1614,464	4,269	0,348	-0,540	1,166	0,256
Tuban	1611,451	3,203	3,462	-0,964	13,643	0,776
Lamongan	1614,050	13,951	0,903	-10,490	9,884	-2,300
Gresik	1611,558	5,561	3,741	-2,262	0,624	0,044
Bangkalan	1612,642	3,279	1,000	0,044	2,795	2,321
Sampang	1617,228	11,674	3,102	-1,218	11,745	-4,908
Pamekasan	1618,488	2,084	3,748	0,902	5,536	-2,616
Sumenep	1611,772	1,850	0,777	-0,111	15,679	-1,483
Kota Kediri	1613,142	3,451	0,694	-2,735	0,345	-0,165
Kota Blitar	1612,685	-2,534	-0,504	0,528	5,009	0,455
Kota Malang	1610,789	2,536	2,048	-1,021	1,949	-0,521
Kota Probolinggo	1612,363	3,251	0,069	0,002	19,972	-2,246
Kota Pasuruan	1617,695	0,331	0,883	3,540	7,517	-2,863
Kota Mojokerto	1613,024	1,906	0,791	0,150	19,480	-1,823
Kota Madiun	1610,461	0,670	0,910	0,888	18,732	0,675
Kota Surabaya	1611,523	1,748	0,819	-0,769	2,764	-0,328
Kota Batu	1611,639	-1,932	3,825	-2,569	2,570	-0,728

Lampiran 9. Koefisien Parameter (Lanjutan)

Kab/Kota	$\beta_{1.5}$	$\beta_{1.6}$	$\beta_{1.7}$	$\beta_{1.8}$	$\beta_{1.9}$	$\beta_{1.10}$
Pacitan	1,329	0,150	2,616	-0,494	-4,901	0,115
Ponorogo	-0,620	2,025	-1,219	0,124	-3,848	-0,016
Trenggalek	-1,560	0,554	-1,060	0,444	-3,649	0,033
Tulungagung	-1,778	3,321	0,830	0,073	-7,638	0,028
Blitar	0,759	-0,569	0,344	0,725	-11,990	-0,004
Kediri	1,823	-1,480	0,035	0,358	-10,480	0,040
Malang	-0,731	-0,005	-0,403	0,029	-8,944	0,025
Lumajang	1,039	2,667	0,300	0,362	-11,650	-0,024
Jember	0,010	0,006	0,998	0,401	-1,054	0,024
Banyuwangi	3,147	1,262	1,601	-0,010	-8,129	-0,074
Bondowoso	1,943	0,279	-3,761	-0,026	-3,555	-0,007
Situbondo	5,461	-0,692	0,255	-0,482	-7,425	-0,007
Probolinggo	-0,039	2,744	0,406	-0,116	-4,440	-0,068
Pasuruan	-1,253	-0,093	2,075	0,540	-7,268	0,003
Sidoarjo	-0,146	0,735	-2,626	0,106	-3,399	-0,100
Mojokerto	1,052	1,712	-2,398	0,105	-4,568	0,029
Jombang	2,532	3,147	-0,337	0,047	-6,553	-0,039
Nganjuk	-1,953	4,885	-0,279	0,056	-3,972	-0,076
Madiun	0,471	0,922	0,267	0,009	-1,404	-0,040
Magetan	1,620	-0,006	2,527	-0,111	-2,658	0,129
Ngawi	4,474	-0,933	-1,144	0,367	-3,701	-0,088
Bojonegoro	3,237	2,729	0,181	0,140	-12,588	0,011
Tuban	0,516	0,547	0,332	-0,548	-7,070	0,158
Lamongan	0,185	0,677	0,851	1,001	-3,260	0,106
Gresik	-5,618	2,734	-2,463	-0,179	-2,256	0,132
Bangkalan	-4,138	0,515	1,723	0,058	-6,584	0,124
Sampang	-2,288	1,832	-6,703	-0,166	-0,235	0,053
Pamekasan	1,783	2,283	0,158	0,170	-10,717	-0,019
Sumenep	0,124	2,686	0,841	-0,195	-1,149	-0,091
Kota Kediri	1,570	2,249	3,129	0,171	-5,162	0,064
Kota Blitar	0,616	-0,180	-1,128	0,139	-3,052	0,008
Kota Malang	-0,410	-0,996	-0,293	-0,052	-1,986	0,001
Kota Probolinggo	1,161	2,010	0,235	-0,322	-4,354	0,090
Kota Pasuruan	-2,355	-0,869	1,812	0,352	-3,589	-0,030
Kota Mojokerto	-1,988	2,983	2,012	-0,163	1,082	-0,030
Kota Madiun	3,910	0,336	0,469	-0,920	-6,492	0,050
Kota Surabaya	1,145	1,457	0,884	-0,018	-4,802	0,129
Kota Batu	4,853	-1,778	-0,650	0,646	-11,059	0,062

Lampiran 9. Koefisien Parameter (Lanjutan)

Kab/Kota	τ	$\beta_{2,0}$	$\beta_{2,1}$	$\beta_{2,2}$	$\beta_{2,3}$	$\beta_{2,4}$
Pacitan	1614,813	88,349	1,427	0,238	-0,956	0,846
Ponorogo	1611,509	90,214	1,210	-1,800	4,887	0,906
Trenggalek	1614,579	84,404	-1,155	-0,345	2,460	0,217
Tulungagung	1617,904	95,224	0,367	-4,174	-6,122	1,620
Blitar	1611,645	90,679	0,222	1,953	5,869	-0,172
Kediri	1617,488	103,900	0,468	0,513	12,971	0,860
Malang	1613,765	109,424	4,717	-0,798	11,549	0,152
Lumajang	1613,567	83,961	0,251	1,114	6,984	0,252
Jember	1613,301	121,789	1,039	-0,300	-0,210	0,110
Banyuwangi	1619,448	89,137	1,599	-1,850	4,878	0,024
Bondowoso	1612,719	121,449	0,332	-0,616	6,301	0,179
Situbondo	1615,017	101,476	-1,222	0,788	1,320	0,291
Probolinggo	1615,385	87,260	3,927	-0,813	6,175	0,735
Pasuruan	1614,584	85,005	1,817	0,730	3,302	0,511
Sidoarjo	1610,228	105,356	-0,129	2,579	-1,254	-0,220
Mojokerto	1610,216	107,222	-3,714	-1,403	9,047	0,659
Jombang	1612,069	93,736	-1,261	-1,071	4,019	-0,224
Nganjuk	1610,120	116,062	-0,514	0,760	5,711	-0,231
Madiun	1612,025	86,239	0,232	-2,181	-1,686	0,441
Magetan	1611,632	117,543	2,288	-2,491	5,041	0,053
Ngawi	1611,445	110,064	2,186	-2,265	3,612	-0,342
Bojonegoro	1614,464	92,881	0,120	-0,825	4,695	0,532
Tuban	1611,451	92,875	1,806	-0,439	1,537	1,807
Lamongan	1614,050	74,594	1,594	-12,076	7,469	1,155
Gresik	1611,558	122,813	2,513	-2,296	3,485	-0,476
Bangkalan	1612,642	88,035	0,832	-0,076	6,456	2,023
Sampang	1617,228	50,646	1,222	-0,149	11,251	-0,999
Pamekasan	1618,488	84,303	4,165	0,025	2,851	-0,756
Sumenep	1611,772	104,113	1,516	-1,491	6,898	0,162
Kota Kediri	1613,142	118,829	0,581	-2,815	-3,612	-0,023
Kota Blitar	1612,685	120,305	-2,833	-1,887	2,607	0,079
Kota Malang	1610,789	119,471	1,711	-1,183	5,240	0,216
Kota Probolinggo	1612,363	103,963	-2,330	0,135	0,214	0,081
Kota Pasuruan	1617,695	83,369	-3,401	2,066	6,164	0,129
Kota Mojokerto	1613,024	91,009	0,984	-0,061	7,992	-0,308
Kota Madiun	1610,461	100,312	0,092	0,004	11,270	0,441
Kota Surabaya	1611,523	123,065	0,275	-1,559	2,306	0,273
Kota Batu	1611,639	121,178	3,015	-2,654	8,788	-1,157

Lampiran 9. Koefisien Parameter (Lanjutan)

Kab/Kota	$\beta_{2.5}$	$\beta_{2.6}$	$\beta_{2.7}$	$\beta_{2.8}$	$\beta_{2.9}$	$\beta_{2.10}$
Pacitan	0,777	0,561	1,438	-0,500	-6,492	0,121
Ponorogo	-0,690	1,751	-0,172	0,146	-7,100	-0,018
Trenggalek	0,490	1,966	6,515	0,453	-12,006	-0,004
Tulungagung	0,496	4,420	-1,456	0,026	-11,909	0,013
Blitar	0,376	-0,093	-0,485	0,688	-13,129	-0,002
Kediri	3,122	-1,434	-2,894	0,342	-13,577	0,032
Malang	0,088	-0,224	-4,335	0,004	-11,920	0,032
Lumajang	0,718	2,289	-0,836	0,347	-12,470	-0,022
Jember	0,428	-0,407	-2,125	0,383	-3,936	0,027
Banyuwangi	3,669	2,891	0,956	-0,053	-11,526	-0,087
Bondowoso	1,627	0,061	-4,073	-0,022	-6,090	-0,001
Situbondo	4,860	1,042	2,397	-0,339	-12,632	-0,011
Probolinggo	0,840	1,288	-4,281	-0,115	-8,306	-0,041
Pasuruan	-1,695	-0,066	1,319	0,527	-8,604	0,007
Sidoarjo	2,682	1,202	1,945	0,061	-14,191	-0,084
Mojokerto	0,985	3,177	0,430	0,144	-9,831	0,000
Jombang	2,464	2,981	1,930	0,153	-10,182	-0,047
Nganjuk	0,364	4,051	-3,137	0,053	-10,632	-0,058
Madiun	3,292	1,635	-3,238	-0,010	-7,503	-0,054
Magetan	4,101	0,164	-4,464	-0,180	-8,068	0,131
Ngawi	5,886	-1,826	-3,096	0,358	-8,847	-0,076
Bojonegoro	2,663	2,701	-0,801	0,100	-13,112	0,016
Tuban	1,487	1,370	2,065	-0,514	-12,747	0,143
Lamongan	3,572	2,574	-3,053	0,950	-12,183	0,090
Gresik	-5,027	2,915	-3,073	-0,188	-4,822	0,118
Bangkalan	-5,938	2,108	-2,109	0,033	-6,013	0,130
Sampang	1,263	1,594	-1,586	-0,375	-9,598	0,056
Pamekasan	2,189	3,113	-2,793	0,119	-13,186	-0,026
Sumenep	3,510	2,763	-3,606	-0,203	-11,162	-0,045
Kota Kediri	0,917	2,367	1,276	0,134	-6,251	0,065
Kota Blitar	1,310	3,317	-3,033	-0,055	-6,157	0,006
Kota Malang	-1,033	-1,121	-1,308	-0,088	-3,492	0,008
Kota Probolinggo	3,070	3,890	3,144	-0,316	-14,163	0,083
Kota Pasuruan	-0,900	3,434	3,835	0,302	-10,481	-0,061
Kota Mojokerto	-0,372	3,227	0,548	-0,171	-5,079	-0,027
Kota Madiun	6,670	1,211	-3,265	-0,844	-12,722	0,043
Kota Surabaya	1,760	2,455	-1,862	-0,026	-9,445	0,132
Kota Batu	4,807	-2,002	-1,588	0,601	-11,924	0,055

Lampiran 10. Nilai Z Hitung Pengujian Hipotesis Parsial

Kab/Kota	$\beta_{1.0}$	$\beta_{1.1}$	$\beta_{1.2}$	$\beta_{1.3}$	$\beta_{1.4}$	$\beta_{1.5}$
Pacitan	-218,8	75,8	24,8	338,4	28,8	63,1
Ponorogo	181,8	82,6	-317,1	843,9	-1,4	-13,8
Trenggalek	219,7	274,1	-132,8	3449,9	-170,1	-212,4
Tulungagung	426,9	5,9	-102,0	410,9	94,5	-49,1
Blitar	110,0	13,5	141,0	264,7	-18,5	27,5
Kediri	83,8	9,7	26,4	330,2	41,5	136,4
Malang	150,0	63,3	-1,9	582,2	-5,4	-60,6
Lumajang	48,2	1,0	158,4	191,0	1,4	21,5
Jember	-46,2	5,1	-0,4	33,3	-5,9	0,7
Banyuwangi	80,1	123,3	-64,0	-18,2	-69,5	1467,6
Bondowoso	59,8	44,5	-47,0	35,0	-10,9	23,3
Situbondo	64,7	184,8	29,9	1649,5	-80,7	5705,2
Probolinggo	146,0	82,5	-27,5	2038,4	-42,0	-2,1
Pasuruan	99,3	392,9	77,2	349,6	-4,9	-92,6
Sidoarjo	1001,0	179,1	402,6	769,5	-113,8	-10,6
Mojokerto	104,0	-99,7	-157,8	701,8	-88,5	90,9
Jombang	17,7	-60,4	-57,5	295,5	-91,0	122,6
Nganjuk	102,0	-26,6	19,0	163,0	-24,2	-84,0
Madiun	421,8	-10,9	-66,1	529,7	-57,0	45,8
Magetan	167,6	96,5	-137,8	225,4	-10,6	118,8
Ngawi	270,2	53,5	-62,6	484,2	-175,4	158,2
Bojonegoro	242,5	60,4	-24,5	69,5	10,4	185,6
Tuban	98,7	237,6	-69,8	1891,9	39,9	47,8
Lamongan	563,0	19,9	-690,4	230,4	-110,0	8,6
Gresik	586,9	161,0	-83,6	36,6	1,3	-451,0
Bangkalan	66,5	8,3	0,7	87,2	234,6	-87,3
Sampang	580,0	157,7	-211,7	169,8	-360,5	-99,5
Pamekasan	17,3	31,8	62,1	105,7	-124,1	110,3
Sumenep	69,2	36,9	-3,8	760,5	-45,0	4,6
Kota Kediri	610,5	75,5	-877,9	35,0	-15,7	125,8
Kota Blitar	-53,5	-11,5	14,8	71,9	8,8	16,7
Kota Malang	93,5	92,2	-102,5	164,3	-61,6	-15,2
Kota Probolinggo	1011,6	6,9	0,1	3454,5	-350,3	375,6
Kota Pasuruan	13,3	46,8	951,2	29938,5	-235,1	-100,7
Kota Mojokerto	70,9	16,4	3,4	849,9	-348,9	-62,5
Kota Madiun	12,8	12,6	18,0	483,3	21,1	226,1
Kota Surabaya	143,5	52,5	-41,4	360,9	-75,5	98,0
Kota Batu	-107,9	241,1	-355,0	251,1	-83,4	784,1

Lampiran 10. Nilai Z Hitung Pengujian Hipotesis Parsial (Lanjutan)

Kab/Kota	$\beta_{1,6}$	$\beta_{1,7}$	$\beta_{1,8}$	$\beta_{1,9}$	$\beta_{1,10}$
Pacitan	15,8	169,1	-35,6	-500,1	41,9
Ponorogo	126,9	-57,3	3,8	-530,1	-0,4
Trenggalek	51,8	-87,8	18,6	-174,0	1,6
Tulungagung	69,2	235,1	1,1	-139,3	0,9
Blitar	-10,1	6,9	47,3	-833,2	-0,4
Kediri	-75,1	0,9	8,1	-261,4	8,0
Malang	-0,4	-22,6	1,6	-323,8	1,4
Lumajang	111,3	5,5	26,8	-161,8	-1,4
Jember	0,1	31,4	1,9	-6,3	0,9
Banyuwangi	84,1	85,8	-0,5	-272,4	-2,9
Bondowoso	22,5	-93,9	-0,2	-105,9	-0,4
Situbondo	-32,4	10,4	-64,4	-767,9	-1,0
Probolinggo	406,1	31,3	-5,5	-279,2	-7,8
Pasuruan	-8,0	358,1	32,6	-867,1	0,3
Sidoarjo	98,4	-356,8	10,8	-457,5	-6,9
Mojokerto	15,8	-134,7	7,7	-130,9	0,6
Jombang	563,4	-19,5	8,2	-155,0	-1,3
Nganjuk	216,1	-16,5	5,4	-84,4	-2,5
Madiun	25,0	11,3	0,4	-55,9	-5,7
Magetan	-0,4	764,9	-7,1	-244,9	9,8
Ngawi	-25,5	-32,1	26,7	-300,5	-3,1
Bojonegoro	225,3	50,8	19,2	-790,0	0,7
Tuban	29,3	33,9	-64,1	-705,4	7,8
Lamongan	13,6	18,4	68,6	-43,3	2,1
Gresik	73,0	-86,5	-7,6	-85,4	3,2
Bangkalan	12,4	16,1	0,5	-62,1	2,0
Sampang	88,2	-155,5	-8,0	-20,3	8,0
Pamekasan	71,8	2,9	14,8	-533,1	-1,0
Sumenep	85,8	51,4	-14,7	-30,3	-4,1
Kota Kediri	144,3	185,9	19,5	-1719,5	9,5
Kota Blitar	-3,9	-19,7	2,3	-46,9	0,1
Kota Malang	-227,2	-11,4	-2,3	-169,4	0,2
Kota Probolinggo	147,5	15,1	-21,8	-543,9	12,9
Kota Pasuruan	-46,9	96,9	17,0	-232,3	-4,5
Kota Mojokerto	283,7	168,3	-23,9	73,2	-2,2
Kota Madiun	15,1	77,0	-26,7	-348,8	0,8
Kota Surabaya	318,2	47,1	-3,0	-411,1	25,3
Kota Batu	-130,0	-120,6	145,4	-1111,6	8,5

Lampiran 10. Nilai Z Hitung Pengujian Hipotesis Parsial (Lanjutan)

Kab/Kota	$\beta_{2.0}$	$\beta_{2.1}$	$\beta_{2.2}$	$\beta_{2.3}$	$\beta_{2.4}$	$\beta_{2.5}$
Pacitan	11976,2	122,6	12,2	-48,0	61,2	58,5
Ponorogo	5283,0	63,2	-99,4	150,5	80,1	-33,1
Trenggalek	8979,7	-147,9	-22,5	92,8	23,0	58,3
Tulungagung	2648,2	13,2	-285,6	-412,8	168,3	58,2
Blitar	1819,6	7,2	98,7	242,5	-6,6	10,9
Kediri	3635,0	11,6	11,5	342,5	14,5	85,1
Malang	6851,1	272,1	-42,0	850,2	8,6	3,7
Lumajang	1427,6	6,3	296,4	234,9	13,0	52,2
Jember	3529,3	15,1	-1,3	-10,3	3,1	5,2
Banyuwangi	6345,9	156,4	-69,7	1361,5	1,4	162,9
Bondowoso	3060,7	7,1	-7,9	215,1	7,1	35,3
Situbondo	12050,8	-1062,1	59,3	124,5	38,7	530,2
Probolinggo	13373,0	700,0	-62,3	512,1	36,1	37,4
Pasuruan	10101,7	645,9	92,3	110,4	79,7	-164,3
Sidoarjo	9364,7	-10,5	131,7	-54,8	-6,3	181,3
Mojokerto	1302,5	-78,7	-280,4	199,4	11,0	63,5
Jombang	7504,0	-68,8	-47,4	268,1	-18,6	91,3
Nganjuk	4450,7	-16,2	49,7	385,8	-5,6	14,1
Madiun	6362,5	14,8	-73,3	-85,8	15,6	186,1
Magetan	4155,1	156,5	-93,8	1217,0	4,5	263,9
Ngawi	6947,4	78,6	-97,8	104,0	-23,2	678,2
Bojonegoro	7492,3	6,5	-44,4	291,6	33,6	95,8
Tuban	4791,2	272,0	-33,5	2340,8	128,2	171,9
Lamongan	1583,4	287,4	-362,8	301,8	85,6	255,4
Gresik	4729,2	112,4	-59,3	58,5	-69,1	-360,5
Bangkalan	3601,2	342,3	-1,2	154,0	242,0	-158,3
Sampang	978,9	124,5	-8,6	3938,2	-24,2	82,4
Pamekasan	2138,5	255,5	4,7	67,8	-17,5	67,7
Sumenep	5428,6	186,3	-678,9	1122,7	8,4	285,5
Kota Kediri	11665,0	46,8	-278,7	-831,7	-2,0	146,2
Kota Blitar	5146,5	-66,3	-28,7	83,0	2,7	75,1
Kota Malang	6537,7	91,9	-91,5	440,3	18,1	-38,3
Kota Probolinggo	9273,2	-207,5	16,3	24,5	15,6	569,2
Kota Pasuruan	4329,5	-295,5	139,6	167,1	17,8	-19,0
Kota Mojokerto	1928,4	52,8	-1,1	1419,2	-12,9	-42,6
Kota Madiun	6735,0	3,3	0,4	728,7	33,5	144,9
Kota Surabaya	11556,7	29,0	-206,0	292,9	20,4	225,0
Kota Batu	9494,4	700,8	-236,4	736,1	-94,0	272,4

Lampiran 10. Nilai Z Hitung Pengujian Hipotesis Parsial (Lanjutan)

Kab/Kota	$\beta_{2,6}$	$\beta_{2,7}$	$\beta_{2,8}$	$\beta_{2,9}$	$\beta_{2,10}$
Pacitan	28,0	157,7	-27,3	-1599,6	8,3
Ponorogo	906,6	-2,0	3,4	-850,4	-0,6
Trenggalek	164,1	551,5	58,2	-2293,6	-0,5
Tulungagung	99,1	-212,3	1,6	-442,6	0,8
Blitar	-2,6	-17,5	18,6	-240,9	-0,1
Kediri	-61,0	-53,6	21,2	-387,7	1,0
Malang	-22,6	-761,8	0,1	-674,1	2,2
Lumajang	36,7	-12,2	108,4	-311,1	-0,5
Jember	-27,9	-5026,5	1,7	-67,7	0,6
Banyuwangi	433,1	83,4	-4,0	-337,4	-5,1
Bondowoso	1,1	-87,3	-1,7	-113,6	0,0
Situbondo	105,5	197,1	-32,2	-1548,9	-0,5
Probolinggo	219,9	-327,1	-5,7	-2968,5	-1,6
Pasuruan	-4,6	83,1	23,8	-637,9	2,4
Sidoarjo	42,9	589,5	4,8	-1329,3	-6,5
Mojokerto	163,9	5,7	6,7	-317,7	0,0
Jombang	112,5	111,4	6,6	-1066,7	-0,9
Nganjuk	107,4	-78,9	1,9	-1154,7	-1,2
Madiun	63,5	-217,9	-3,4	-279,1	-3,0
Magetan	6,2	-183,6	-5,8	-536,9	26,7
Ngawi	-54,8	-646,9	10,4	-224,7	-6,7
Bojonegoro	90,8	-66,8	3,1	-717,5	1,9
Tuban	149,9	286,6	-35,6	-670,9	62,7
Lamongan	84,4	-341,5	30,5	-255,6	2,3
Gresik	174,9	-115,7	-8,6	-187,2	4,2
Bangkalan	71,1	-46,7	0,6	-91,7	5,5
Sampang	103,4	-51,9	-9,6	-131,2	1,0
Pamekasan	518,2	-1124,4	4,7	-1910,7	-2,9
Sumenep	145,7	-658,4	-12,5	-1814,9	-2,0
Kota Kediri	114,3	104,3	12,7	-757,5	8,1
Kota Blitar	72,2	-138,0	-2,2	-292,0	0,2
Kota Malang	-58,9	-77,1	-5,5	-200,0	0,2
Kota Probolinggo	290,1	485,8	-24,0	-2024,4	9,0
Kota Pasuruan	142,5	426,8	60,3	-663,6	-13,7
Kota Mojokerto	604,8	12,4	-14,0	-445,6	-2,0
Kota Madiun	38,9	-365,1	-23,5	-485,0	1,7
Kota Surabaya	677,6	-124,5	-15,1	-1807,6	44,8
Kota Batu	-173,9	-187,5	85,3	-2530,9	6,1

Lampiran 11. Output Model MGWBNBR Tanpa Prediktor

Kab/Kota	β_{10}	τ	β_{20}	<i>Ln-likelihood</i>
Pacitan	185,571	224,851	147,106	2840,518
Ponorogo	0,306	1,428	-38,142	283,927
Trenggalek	0,126	1,349	-38,342	74,719
Tulungagung	0,249	1,276	-38,357	120,580
Blitar	0,326	1,508	-38,279	46,731
Kediri	-0,206	1,207	-38,508	148,776
Malang	0,130	1,456	-38,408	305,119
Lumajang	-0,071	1,191	-38,445	787,682
Jember	0,161	1,622	-38,446	1577,434
Banyuwangi	0,225	1,484	-38,225	230,855
Bondowoso	-0,067	1,626	-38,457	86,190
Situbondo	0,800	1,544	-38,149	1109,955
Probolinggo	0,353	1,429	-38,136	1167,592
Pasuruan	0,277	1,436	-38,157	891,714
Sidoarjo	-2,438	1239,765	-41,088	122,478
Mojokerto	0,209	1700,545	-38,456	249,924
Jombang	-0,009	1,144	-38,577	538,595
Nganjuk	0,140	1,549	-38,328	359,290
Madiun	136,293	154,325	97,907	4359,390
Magetan	-0,410	1,360	-38,420	128,377
Ngawi	0,309	1,555	-38,279	287,495
Bojonegoro	0,088	1,528	-38,291	599,479
Tuban	295,950	390,417	257,495	66410,100
Lamongan	-1,829	1446,386	-40,114	332,887
Gresik	0,422	1,552	-38,345	619,956
Bangkalan	125,823	145,617	87,451	49974,760
Sampang	396,549	660,124	357,936	207311,200
Pamekasan	0,285	1,440	-38,157	1011,101
Sumenep	0,353	1700,839	-38,310	1634,237
Kota Kediri	373,658	600,531	335,070	3015,447
Kota Blitar	165,461	200,013	127,070	331,223
Kota Malang	399,236	716,339	360,654	5237,771
Kota Probolinggo	0,129	1,547	-38,087	103,393
Kota Pasuruan	0,266	1,446	-38,166	82,194
Kota Mojokerto	0,346	1,537	-38,299	6,386
Kota Madiun	0,013	1,303	-38,430	27,568
Kota Surabaya	0,467	1,605	-38,427	582,479
Kota Batu	0,189	1,554	-38,343	-3,337
<i>Ln-likelihood</i>				352994,18

Lampiran 12. Hasil Prediksi Model MGWBNBR

Y_1	Y_2	\hat{Y}_1	\hat{Y}_2	$(Y_1 - \hat{Y}_1)$	$(Y_2 - \hat{Y}_2)$	$(Y_1 - \hat{Y}_1)^2$	$(Y_2 - \hat{Y}_2)^2$
4	19	2,31	31,99	1,69	-12,99	2,86	168,74
3	62	0,53	28,59	2,47	33,41	6,10	1116,23
1	18	0,66	28,94	0,34	-10,94	0,12	119,68
0	27	0,41	28,54	-0,41	-1,54	0,17	2,37
2	13	0,38	28,06	1,62	-15,06	2,62	226,80
1	35	0,63	28,85	0,37	6,15	0,14	37,82
2	69	0,38	27,92	1,62	41,08	2,62	1687,57
9	181	1,4	30,74	7,6	150,26	57,76	22578,07
14	357	2,32	31,99	11,68	325,01	136,42	105631,50
3	52	0,77	29,63	2,23	22,37	4,97	500,42
0	20	0,44	28,24	-0,44	-8,24	0,19	67,90
33	258	1,37	30,97	31,63	227,03	1000,46	51542,62
25	263	0,64	28,71	24,36	234,29	593,41	54891,80
16	199	1,72	31,49	14,28	167,51	203,92	28059,60
4	72	0,16	25,69	3,84	46,31	14,75	2144,62
2	59	0,71	29,1	1,29	29,9	1,66	894,01
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
1	30	4,34	33,79	-3,34	-3,79	11,16	14,36
0	62	0,42	28,05	-0,42	33,95	0,18	1152,60
1	129	3,08	32,77	-2,08	96,23	4,33	9260,21
11	232	3,9	33,91	7,1	198,09	50,41	39239,65
13	131	0,83	31,74	12,17	99,26	148,11	9852,55
13	145	0,08	25,14	12,92	119,86	166,93	14366,42
32	415	0,2	26,47	31,8	388,53	1011,24	150955,56
36	553	0,83	29,6	35,17	523,4	1236,93	273947,56
6	214	7,54	36,63	-1,54	177,37	2,37	31460,12
71	418	1,69	31,31	69,31	386,69	4803,88	149529,16
0	8	1,21	30,49	-1,21	-22,49	1,46	505,80
1	3	1,09	32,16	-0,09	-29,16	0,01	850,31
1	14	0,13	25,61	0,87	-11,61	0,76	134,79
1	23	0,45	30,63	0,55	-7,63	0,30	58,22
0	18	0,57	31,78	-0,57	-13,78	0,32	189,89
3	6	0,45	30,06	2,55	-24,06	6,50	578,88
0	7	2,84	32,51	-2,84	-25,51	8,07	650,76
13	139	26,47	38,62	-13,47	100,38	181,44	10076,14
0	0	0,66	29,34	-0,66	-29,34	0,44	860,84
SSE						9899,20	976256,75
MSE						267,55	26385,32
RMSE						16,36	162,44

Lampiran 13. Hasil Prediksi Model GWBNBR

Y_1	Y_2	\hat{Y}_1	\hat{Y}_2	$(Y_1 - \hat{Y}_1)$	$(Y_2 - \hat{Y}_2)$	$(Y_1 - \hat{Y}_1)^2$	$(Y_2 - \hat{Y}_2)^2$
4	19	29,71	89,43	-25,71	-70,43	660,77	4960,46
3	62	129,22	412,19	-126,22	-350,19	15931,79	122633,60
1	18	12,02	48,10	-11,02	-30,10	121,41	906,10
0	27	39,07	113,55	-39,07	-86,55	1526,77	7491,00
2	13	68,78	174,62	-66,78	-161,62	4459,55	26120,26
1	35	13,27	54,16	-12,27	-19,16	150,61	367,21
2	69	160,55	336,42	-158,55	-267,42	25139,69	71511,93
9	181	9,76	38,70	-0,76	142,30	0,58	1183,58
14	357	718,10	783,24	-704,10	-426,24	495758,29	181682,62
3	52	8,51	33,54	-5,51	18,46	30,32	340,71
0	20	112,68	278,95	-112,68	-258,95	12697,79	67057,32
33	258	75,88	358,15	-42,88	-100,15	1838,43	10030,63
25	263	166,03	459,81	-141,03	-196,81	19889,19	13984,64
16	199	4,85	38,99	11,15	160,01	124,42	25603,41
4	72	3,28	29,60	0,72	42,40	0,51	1797,95
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
0	62	64,84	262,14	-64,84	-200,14	4204,40	40054,80
1	129	39,93	117,97	-38,93	11,03	1515,35	121,65
11	232	168,36	346,72	-157,36	-114,72	24761,95	13160,50
13	131	41,43	117,39	-28,43	13,61	808,27	185,32
13	145	26,19	140,24	-13,19	4,76	173,86	22,70
32	415	34,42	565,28	-2,42	-150,28	5,86	12366,51
36	553	35,90	105,01	0,10	447,99	0,01	12743,11
6	214	71,75	180,12	-65,75	33,88	4323,27	1147,94
71	418	34,33	101,19	36,67	316,81	1344,80	6743,11
0	8	73,92	586,50	-73,92	-578,50	5464,43	334656,62
1	3	4,79	22,02	-3,79	-19,02	14,36	361,82
1	14	62,11	199,74	-61,11	-185,74	3734,36	34499,33
1	23	151,13	122,41	-150,13	-99,41	22538,56	9883,10
0	18	31,36	92,81	-31,36	-74,81	983,61	5596,61
3	6	62,06	197,26	-59,06	-191,26	3487,63	36579,97
0	7	57,73	156,58	-57,73	-149,58	3333,31	22374,68
13	139	98,01	230,20	-85,01	-91,20	7226,63	8317,12
0	0	3,86	45,97	-3,86	-45,97	14,90	2113,69
SSE						664834,13	1099659,11
MSE						17968,49	29720,52
RMSE						134,05	172,40

BIOGRAFI PENULIS



SULANTARI lahir di Banyuwangi Jawa Timur pada tanggal 11 September 1989. Anak kedua dan terakhir dari pasangan Bapak Rohaji dengan Ibu Suwarti ini menyelesaikan pendidikan sekolah dasar di SDN Wringinpitu 1 tahun 2002 kemudian melanjutkan di SMP Negeri 1 Purwoharjo dan selesai pada tahun 2005. Pendidikan selanjutnya di SMA Negeri 1 Genteng hingga lulus pada tahun 2008. Pendidikan Tinggi dimulai pada tahun 2008 di Fakultas Sains dan Teknologi (FST) Universitas Airlangga, Program Studi Matematika dan lulus pada tahun 2013. Pada tahun 2015 penulis melanjutkan studi lanjut di Jurusan Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam (FMIPA) Institut

Teknologi Sepuluh Nopember (ITS). Kritik dan saran dapat disampaikan pada email penulis sulantari89@gmail.com.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)